



Seppo Sallila

TYÖPAPERI

Mikrosimulointi ja politiikka-analyysi

Analyysi eriarvoisuudesta ja köyhyydestä Suomessa vuosina 2006 ja 2012 ja skenaario näiden vähentämiseksi

TYÖPAPERI 36/2015

Seppo Sallila

Mikrosimulointi ja politiikka-analyysi

Analyysi eriarvoisuudesta ja köyhyydestä

Suomessa vuosina 2006 ja 2012 ja

skenaario näiden vähentämiseksi



**TERVEYDEN JA
HYVINVOINNIN LAITOS**

© Kirjoittaja ja Terveiden ja hyvinvoinnin laitos

ISBN 978-952-302-591-2 (verkkojulkaisu)

ISSN 2323-363X (verkkojulkaisu)

[http://urn.fi/URN:ISBN: 978-952-302-591-2](http://urn.fi/URN:ISBN:978-952-302-591-2)

Juvenes Print – Suomen Yliopistopaino Oy

Tampere, 2015

Tiivistelmä

Seppo Sallila. Mikrosimulointi ja politiikka-analyysi. Analyysi eriarvoisuudesta ja köyhyydestä Suomessa vuosina 2006 ja 2012 ja skenaario näiden vähentämiseksi. Terveystieteiden tutkimuskeskus (THL). Työpaperi 36/2015. 47 sivua. Helsinki 2015. ISBN 978-952-302-591-2 (verkkojulkaisu).

Tutkimuksen tavoitteena on toisaalta selvittää, miten eriarvoisuus ja köyhyys ovat muuttuneet kuuden vuoden aikana Suomessa, toisaalta mitä tuntuva köyhyyden alentamiseen tähtäävä lainmuutos vaikuttaa näiden kahden ajankohdan köyhyyteen ja eriarvoisuuteen. Lakimuutos rahoitettiin kustannus-neutraalisti alentamalla eriarvoisuutta pääomaveron noston muodossa.

Tutkimusvälineenä on mikrosimulointimalli (SISU ja SOMA). Aineistona käytettiin vuosien 2006 ja 2012 Tulonjaon palveluaineistoa ja vuoden 2012 SISU-mallille sovitettua rekisteriaineistoa.

Eriarvoisuus määriteltiin Gini- ja Theil -indeksien avulla ja köyhyys FGT(0) ja FGT(1) -indeksien avulla. Koko väestön tasolla eriarvoisuus (ginillä mitaten) ei laskenut tilastollisesti merkittävästi vuodesta 2006 vuoteen 2012. Sen sijaan lainmuutos vähensi eriarvoisuutta molempina vuosina yhtä paljon, ja tämä oli tilastollisesti merkitsevä muutos.

Köyhyys FGT(1)-indeksillä mitaten puolestaan nousi vuodesta 2006 vuoteen 2012 koko väestön tasolla 20 %. Lainmuutos alensi köyhyyttä noin 60 % molempina vuosina.

Väestöryhmien kannalta eriarvoisuus ja köyhyys vaihtelivat melkoisesti. Lainmuutos sisälsi toimeentulotuen perusnormin korotuksen yhden aikuisen tulonsaajan kotitalouksille, ja tämä näkyi väestöryhmittäisessä tarkastelussa selkeästi.

Metodisesti saatiin tärkeitä tuloksia. Shapley-metodin käyttö selkeytti tuloksia. Tämä näkyy selvästi eriarvoisuuden kohdalla, kun indeksit dekomponoidaan tulolajeittain. Theil-indeksi osoittautui paremmaksi eriarvoisuuden mittariksi kuin Gini-indeksi. Tulolajeittaisessa dekomponoinnissa Theil-indeksi oli selvästi erottelukykyisempi kuin Gini-indeksi. Väestöryhmittäisessä dekomponentti-analyysissä ero paikallistui ”overlay”-luokan kokoon, Theil-indeksin kohdalla tätä luokkaa ei ole, ja ”within”-luokka (väestöluokan sisäinen eriarvoisuus) on huomattavasti suurempi kuin Gini-indeksissä.

Palveluaineistolla ja rekisteriaineistolla saatavat tulokset poikkeavat toisistaan kaikissa tarkastelluissa tapauksissa. Rekisteriaineiston suuri koko on kuitenkin tärkeä tekijä täsmennettäessä tuloksia. Esimerkiksi maakunnittaiset tulokset saavat vasta rekisteriaineiston käytön myötä tarkkuutta, jota tieteellinen tarkastelu vaatii.

Asiasanat: Mikrosimulointi, SISU, SOMA, politiikkavaikutus, Shapley-analyysi, köyhyys, eriarvoisuus

Sisällys

1.1 Johdanto	6
1.2 Tutkimusasetelma	8
1.3 Aineistot ja metodit	11
1.4 Ongelmia aineistoissa	12
1.5 Tulokset	14
1.6 Yhteenveto	35
1.7 Lähdeluettelo	37
1.8 Liite 1. Tulopaketit	40
1.9 Liite 2. Painokertoimien laskenta	41
1.10 Liite 3. Lakiin tehdyt muutokset	42
1.11 Liite 4. Validisuustarkastelu	43
1.12 Liitekuviot	46

1.1 Johdanto

Tämän tutkimuksen asiasisältö on köyhyys ja eriarvoisuus. Niitä tutkitaan kolmen aineiston avulla, ja lisäksi tehdään lainsäädäntöön samanlainen köyhyyttä ja eriarvoisuutta vähentävä muutos vuosille 2006 ja 2012. Tutkitaan siis köyhyyttä ja eriarvoisuutta näinä kahtena ajankohtana, ja lisäksi lainmuutoksen vaikutusta niihin. Näin tuotetaan tietoa poliittisen päätöksenteon tarpeisiin; toisaalta tutkitaan sitä, mitä on tapahtunut kuuden vuoden aikana, eli miten politiikka on muuttunut tosiasiallisesti, toisaalta tutkitaan, mitä köyhyyttä vähentävällä lakimuutoksella saataisiin aikaan, jos se toteutetaan.

Mikrosimulointimallit ovat tämän tutkimuksen empiirisen aineiston tuottamisen väline. Tulonsiirtoja ja verotusta määräävä lainsäädäntö tiivistää jotain olennaista harjoitetusta politiikasta. Nämä säännöt on viety melko eksaktisti mikrosimulointimallin (MS) kaavoihin ja algoritmeihin. MS-mallin avulla saamme aineiston, jossa näitä sääntöjä on sovellettu empiiriseen aineistoon yhtenäisellä ja deterministisellä tavalla. Empiirinen aineisto on aina tulonjakoaineiston jonkun vuoden aineisto, tässä tutkimuksessa vuosien 2006 ja 2012 aineistot.

Meillä on käytössä kaksi mallia: SOMA ja SISU, joista edellisellä voidaan laskea vuoteen 2012 asti ja jälkimmäisellä vuodesta 2006 nykyhetkeen. MS-malli on rakennettu tietyn vuoden aineiston pohjalta, mutta sitä voidaan käyttää aineistovuodesta poiketen varhaisemman ja uudemman tulonsiirto- ja verotuspolitiikan lakiparametrien mukaisena.

Politiikkavaikutusten analysointi mikrosimulointimalleja hyväksi käyttäen tapahtuu seuraavasti: Saamme tuotetuksi edellä mainitut aineistot politiikan A ja B mukaisina. Politiikkavaikutus on yksinkertaisesti näiden aineistojen A ja B erotus. Jos käytämme samaa aineistoa ja mallia, mutta eri politiikkaa, niin politiikkavaikutus on:

$$\Delta y = y(c, x, mA) - y(c, x, mB),$$

missä $y(\cdot)$ on jokin mallin tuottama muuttuja, kuten käytettävissä olevat tulot kulutusyksikköä kohden, c tarkoittaa väestön rakennetta ja ominaisuuksia, x (tuotannontekijä) tulot ennen mallin laskelmaa ja mA/mB eri politiikkoja, eli tulonsiirtojärjestelmiä¹. Tässä tutkimuksessa mA on tietyn vuoden lainsäädäntö ja mB on muutoin sama lainsäädäntö, mutta nyt se sisältää tutkitavan lakimuutoksen. Muuttujat/vektorit c ja x ovat tässä politiikkavaikutuksen kannalta vakiotermejä, eli pysyvät samana molemmissa simuloinneissa, ja saadaan puhdas politiikkavaikutus muuttujassa y esiin. Tätä vaikutusta kutsutaan myös lakimuutoksen seuraavan aamun (morning-after) muutokseksi. Jos malli ja aineisto (ts. c ja x) ovat eri, niin täysin puhdasta politiikkavaikutusta ei saada, ja täytyy tutkia vaikutusta normaalisti kahden aineiston eron avulla (Figari et al. 2014, 30).

Politiikat voivat vaikuttaa väestön ominaisuuksiin c ja markkinatuloihin x , jolloin puhutaan politiikan käyttäytymisvaikutuksista. SOMA- ja SISU -mallit eivät sisällä käyttäytymisvaikutusten arviointia.²

Tässä tutkimuksessa tehdään yllä kuvattu politiikan vaikutuksen analyysi kahdella eri mallilla ja kolmella aineistolla. Aineistot ovat peräisin vuosilta 2006 ja 2012. Vuodelta 2012 on kaksi aineistoa: otos- ja rekisteriaineisto. SOMA-mallia käytetään vuoden 2006 laskentaan ja SISU-mallia vuodelle 2012.

Politiikkamuutosta edustaa samanlainen muutos vuosien 2006 ja 2012 tulonsiirto- ja verotuslainsäädäntöön (liite 3). Tämä muutos otetaan tekijän vuonna 2010 tekemästä tutkimuksesta, jossa aineistona oli vuoden 2006 tulonjakoaineisto (Sallila 2010). Sen monista skenaarioista valitaan yksi, joka tuotti parhaan köyhyyden alentamisen ohjelman. Tämä oli yksinäisen aikuisen toimeentulotuen normin nostaminen, ja muutos rahoitettiin pääomaveron nostolla. Jotta muutokset voitiin toteuttaa samoina, se edellytti hieman muutosta SISU:n toimeentulotukimallissa,

¹ Tarkalleen ottaen y , c , x , mA ja mB ovat vektoreita, jotka koostuvat muuttujista.

² Tämä ei ole välttämättä haitta, sillä mahdollinen käyttäytymisvaikutuslaskenta olisi tilastollinen malli, esim. regressioyhtälö, jonka kertoimet tuovat tämän käyttäytymisvaikutuksen selitettävään muuttujaan. Tämän jälkeen suoritetaan simulointi toistamiseen näillä uusilla muuttujilla. Näin tuotettuun aineistoon sisältyy välttämättä suuri epävarmuustekijä käyttäytymisvaikutuksen muodossa. Se riippuu regressiomallista.

ja veromallissa vuoden 2012 pääomaveron laskenta toteutetaan kahdella prosenttiluvulla. Jotta voitaisiin puhua samasta muutoksesta näissä kahdessa tilanteessa, niin muutos parametrien arvoissa vuosien 2006 ja 2012 parametreissa toteutettiin samassa suhteessa. Tämä parametrien muutoksen vaikutus on tutkimuksen kova ydin. Hieman pehmeämpi aihe on eri mallien ja aineistojen välillä, eli saadaanko samanlainen tulos aikaan eri malleilla ja aineistoilla – tämän vaikutuksen tutkiminen ei ole puhdasta politiikan tutkimusta, koska aineisto vaihtelee. Jos saadaan samanlainen tulos, niin alun perin löydetty köyhyyden vähentämisen ohjelma saa vahvistusta, ja niin ollen se kannattaisi toteuttaa – tämä onkin sitten politiikan teon arkea.

Tässä artikkelissa ei sovelleta sitä mahdollista vaikutuksen tutkimusta, että SOMA-mallilla vuoden 2006 aineiston pohjalta laskettaisiin vuoteen 2012 ajantasaistetulla aineistolla ja vuoden 2012 parametreilla em. muutos ja sen vaikutus. Kuten ei myöskään sitä taaksepäin tapahtuvaa simulointia, että SISU-mallilla vuoden 2012 aineiston pohjalta, vuoteen 2006 ajantasaistetulla aineistolla ja vuoden 2006 parametreilla aikaansaatuja aineistoja verrattaisiin. Tässä aineiston muuttaminen on hallittua ja kaksisuuntaista, ja puhtaan politiikan vaikutus saadaan paremmin esiin. Ongelmaa näissä tuottaa etenkin ajantasaistuksen samuus, sillä sekä SOMA että SISU mallin ajantasaistusohjelmat ovat keskenään erilaisia ja niiden käyttö takaisinpäin ajassa on uutta. Ongelma on myös eri aineistojen väestön ominaisuuksien ja rakenteen erilaisuus, jota voidaan painokertoimien muutoksen avulla jossain määrin hallita.³

Anthony Shorrocks on hiljattain (2012) analysoinut köyhyyttä talouskasvun ja tulojen uudelleenjaon näkökulmasta siten, että näiden molempien tekijöiden vaikutusta voidaan arvioida kumpaakin erikseen ja yhdessä. Hän teki tämän analyysin käyttäen Lloyd Shapleyn (1953) kehittämää menetelmää, missä haluttua vaikutusta eritellään kaikkien analyysiin mukaan otettujen tekijöiden kaikissa kombinaatioissa. Tällöin mukaan tulevat sekä ne kombinaatiot, joissa tekijä on mukana että ne, joissa tekijää ei ole. Vaikutus jossain indeksissä (tai summassa, keskiarvossa, jne.) saadaan kaikkien näiden kombinaatioiden vaikutusten summana. Kunkin erillisen tekijän vaikutus saadaan niiden kombinaatioiden summana, joissa tämä tekijä on mukana. Tämä monimutkaiselta kuulostava menetelmä ylittää keskeisen vanhojen dekomponointimenetelmien heikkouden, jona on ollut eri tekijöiden yhteisvaikutus (overlap) ja sen erittely (Shorrocks 1982; Lambert and Decoster 2005; Bellù and Liberati 2006a ja 2006b). Menetelmän avulla saatavat tulokset, eli muutokset indeksin kokonaisarvossa, on kuitenkin helppo esittää ymmärrettävästi haluttujen tekijöiden suhteen ja niiden summana, jona on tämä indeksin kokonaisarvo. Shapleyn menetelmän käyttö politiikan analyysissa on selkeyttänyt analyysin laatua. Siksi tässä artikkelissa käytetään sitä analyysin yhtenä välineenä.

Tässä Shapleyn menetelmää käytetään analysoitaessa sekä käytettävissä olevan tulon eri tekijöiden roolia eriarvoisuus- ja köyhyysindekseissä, että väestöryhmien roolia köyhyysindekseissä, osin myös eriarvoisuusindekseissä. Indeksiksi valitaan Gini, Theil ja FGT(α). Väestöryhmiä otetaan mukaan melko paljon, ja niitä määrittää kotitalouden päämiehen ikä, kotitalouden elinvaihe, perheen rakenne, päämiehen sosioekonominen asema ja maakunta. Käytettävissä oleva tulo esitetään tuotannontekijätulon, toimeentulotuen, asumistuen, perus- ja ansiosidonnaisen työttömyysturvan, muiden saatujen tulonsiirtojen ja verotuksen termein.

Tämä artikkeli on osa laajemmasta tutkimuksesta. Laajennus tapahtuu tutkimusasetelman (ks. taulukko 1, s. 11) puuttuvien numeroiden suhteen, joissa simuloinnin lähtökohtana ovat myös ajantasaistetut aineistot (2006 > 2012, 2012 > 2006) ja painokertoimet näille. Näistä kerrotaan lähemmin liitteessä 2. Koska ajantasaistuksessa on vielä ongelmia, tämä osa tehdään toisessa tutkimuksessa.

³ Tämä mahdollisuus on kuitenkin toteutettu, mutta sitä ei tässä raportoida. Tutkimusaineisto sisältää nämä vaihtoehdot ja ne olisivat esitettävissä, mutta tarve pitää artikkeli selkeänä ehkäisee sen.

1.2 Tutkimusasetelma

Tutkimuksen tarkoitus on politiikkavaikutusten selvittäminen ja analyysimenetelmien kehittäminen. Nyt kyse on vuosina 2006 ja 2012 harjoitetun politiikan tulonjako- ja köyhyysvaikutusten tutkiminen. Vastataan kysymyksiin: Onko köyhyys ja eriarvoisuus muuttunut vuodesta 2006 vuoteen 2012? Toimiiko vuoden 2006 SOMA-mallilla löydetty köyhyyttä vähentävä ohjelma enää vuonna 2012 ja SISU-mallilla samalla tavoin? Ongelmaa lähestytään tekemällä molempien vuosien tulonsiirtojärjestelmiin sama mainitun tutkimuksen tulos, eli muutos tulonsiirtojärjestelmässä, ja katsotaan sen vaikutus molemmissa tilanteissa.

Empiiristä vaihtelua saadaan käyttämällä kahta eri aineistoa ja kahta eri simulointimallia. Vuoden 2006 tulonjakoaineistoon sovitamme SOMA-mallin ja vuoden 2012 aineistoon SISU-mallin. Vuoden 2012 aineistoon saamme vaihtelua käyttämällä sekä otospohjaista tulonjakoaineistoa että rekisteripohjaista tulonjakoaineistoa. Rekisteripohjainen aineisto on karkeampi kuin otospohjainen, koska siitä puuttuu paljon tulomuuttujia, mikä aiheuttaa sen, että simuloitu köyhyys ja toimeentulotuen saanti on suurempaa kuin otospohjaisessa simuloinnissa.

Täsmällistä vertailua vuoden 2006 ja 2012 välillä ei voida suorittaa, koska aineistot ja mallit ovat erilaisia. Sama koskee vuoden 2012 palveluaineistoa ja rekisteriaineistoa.

Tutkimus aloitetaan luonnollisesti käsitteiden esittelystä ja määrittelystä. Ne ovat kuitenkin varsin perinteisiä, kuten gini-kerroin, Theil-indeksi, eli $E(1)=\text{Generalised Entropy Index by Groups}^4$, köyhyysindeksi Foster-Greer-Thorbecke (FGT(α)) ja etenkin sen $\alpha=1$ versio, joka ilmaisee köyhyyden syvyyden tai vaikeuden.

Tuloköyhyyden määritelmä

Köyhyysrajoina käytetään yleisesti jotain prosenttia ekvivalentin käytettävissä olevan tulon mediaanista ja ekvivalenssiskaalana modifioitua OECD-skaalaa. Pääosin prosentti on 50, koska olen päätenyt siihen, että ankaran köyhyyden torjuminen on paljon tärkeämpää kuin miedon köyhyyden. 60 %:n köyhyysrajaa pidetäänkin köyhyyden riskin rajana, eli eräänlaisena potentiaalisena köyhyyden ilmaantumisen mahdollisuutena (Atkinson 2002). Mahdollisuus aktualisoituu⁵, kun jokin muu tekijä kuin tulojen alhaisuus, kuten sairaus, työttömyys tai muu onnettomuus, kohtaa riskissä olevan henkilön. Tällöin köyhyyttä vastaan käydään taistoon lieventämällä muiden syiden vaikutusta, ja siten vähennetään suorien tulonsiirtojen tarvetta. Tällä tavalla köyhyysmääritelmän valinta saa merkitystä poliittisesti ohjaamalla toimenpiteitä muuhun kuin välittömään rahalliseen avustukseen tulonsiirtojen kautta. Tässä artikkelissa ei tutkita tätä epäsuoraa köyhyysvaikutusta.

Köyhyyden tarkennetun analysoinnin menetelmä

Yhteisenä piirteenä on Shapley-dekomponointi, jonka avulla eri tekijöiden suhteellinen merkitys voidaan aiempaa paremmin analysoida. Nyt kyse on vain vuosien 2006 ja 2012 välillä harjoitetun verotus- ja tulonsiirtopolitiikan menetelmällisesti kestävä vertailu kokonaisuuksina ottaen. Vertailua laajennetaan ottamalla huomioon alueellinen, väestöryhmittäinen ja tulolajien mukainen dekomponointi. Tällaisen ovat Stanislav Kolenikov ja Anthony Shorrocks (2005) tehneet Venäjän eri alueiden suhteen. Shorrocks on kehittänyt edelleen Shapley-menetelmäänsä (Shorrocks 2012), jossa dekomponointi on tehty talouskasvun ja tulojen uudelleenjaon suhteen, eli pyrittiin vastaamaan kysymykseen: Mikä osuus köyhyys-/eriarvoisuusindeksissä on talouskasvulla ja mikä tulojen uudelleenjaolla Venäjän eri alueilla? Tässä tutkimuksessa käytetään Shapley-dekomponointia yksinkertaisemmin: indeksien analysoimista suoraan tulolajien ja väestöryhmien suhteen tekemättä jakoa talouskasvu- ja tulonjakomomentteihin. Eriarvoisuutta ei analysoida alueellisesti, ainoastaan köyhyys, mikä onkin tutkimuksen pääteema.

⁴ Theil-indeksiä käytetään ryhmittäisessä analyysissä Gini-indeksin rinnalla vahvistamaan ryhmäkohtaista eriarvoisuuden analyysia.

⁵ Aktualisoituminen on siis köyhyyden syntymistä, mikä tällöin tulkitaan laaja-alaisena ja moniulotteisena asiana, joka kuitenkin jää tässä määrittelemättä. Yleistä kuitenkin on, että tätä aktualisoitumisprosessia ei tutkita, vaan köyhyys määritellään 60 %:na mediaanitulosta. Nyt köyhyys määritellään siis ankarana tulojen vähyytenä, mitä 50 %:n käyttö tarkoittaa.

Klassinen menetelmä

Perinteisesti dekomponointia on tehty ennen-jälkeen-laskelmaa käyttäen. Yleensä kohteena on käytettävissä oleva tulo ja sen osatekijät, joiden suhteen dekomponointia määritellään, eli lasketaan jonkin indeksin arvo kunkin osatekijän suhteen ja sitten liitetään osatekijöitä yhteen ja lasketaan taas saman indeksin arvo kullekin erikseen ja yhdessä. Näitä eri indeksejä verrataan keskenään ja johtopäätelmä tuloerän vaikutuksesta tehdään. Tämä on paljon käytetty menetelmä (Mitchell 1991; Ritakallio 1994; Kuivalainen ja Sallila 2013). Shapleyn menetelmä eroaa tästä siinä, että osatekijöiden osuutta indeksin arvossa voidaan täsmällisesti arvioida ja saada kerralla kuva eri tekijöiden vaikutuksesta indeksin arvoon.

Kontrafaktuaalinen menetelmä

Hieman toisenlaista metodista lähestymistapaa käyttivät irlantilaiset ESRI:n tutkijat Tim Callan ja John Walsh (2006). Ideana oli käyttää mikrosimulointimallia (heillä SWITCH) ja testata lainsäädäntöön tehtävien karkeiden muutosten vaikutuksia köyhyys- ja eriarvoisuusindeksien arvoihin viidessä EU-maassa. Muutos tarkoitti kaikkien lainsäädännössä (niin tulonsiirto- kuin verolaissakin) olevien raha-arvoisten parametrien muuttamista samalla indeksillä (kuluttajahinta- ja ansiotasoindeksi). Sitä verrattiin tilanteeseen, että muutosta ei annettu. Testattava tilanne oli siis täysin tosiasiaisiin vastainen (counterfactual), sillä tällaisia muutoksia ei koskaan missään EU-maassa ole suoritettu. Tosiasiallista tässä on hinta- ja tuloindeksit, ja ajatuksena on siirtää näissä tapahtuvat muutokset sellaisenaan tulonsiirtoja ja verotusta sääteleviin lakisääntöihin – vastataan siis kysymykseen: ”Entä jos tulonsiirrot ja verotus olisivat muuttuneet vuodesta x vuoteen y hintatason tai tulotason mukaan?”. Tämä menetelmä on kuitenkin jäänyt elämään. Olivier Bargainin ja Tim Callanin (2010) vertasivat tulonjakopolitiikkaa kahden tai useamman ajanjakson välillä. Vaikutuksesta on nyt alettu käyttämään nimitystä ”politiikkavaikutus” (policy effect)⁶. Tällöin käsite politiikkavaikutus saa aivan täsmällisen, mutta erityisen sisällön. John Hills ym. (2014) ovat myös käyttäneet samaa kontrafaktuaalista menetelmää. Menetelmän avulla voidaan jossain määrin vakioida tai kontrolloida lainsäädännön ulkopuolinen yhteiskunta, eli markkinoiden vaikutus, ja siten kyse olisi politiikan puhtaasta vaikutuksesta. Menetelmää ovat Suomessa käyttäneet Pertti Honkanen ja Jussi Tervola 2014. He myös esitelmöivät samasta aiheesta vuoden 2015 mikrosimuloinnin maailmankonferenssissa Luxembourgiin 2–4 syyskuuta 2015 (Honkanen ja Tervola 2015 ja Pasi Moisio, Kirsi-Marja Lehtelä ja Susanna Munkkila 2014). Näin politiikan vaikutusta köyhyyteen ja eriarvoisuuteen tutkitaan muutoksen kautta, joka sellaisenaan ei koskaan toteudu. Mikrosimulointimallit tekevät sen mahdolliseksi, ja SISU-mallissa on käytössä yksi makromuuttuja, jolla koko lakijärjestelmän euromääräisiä parametreja voidaan muuttaa samalla prosenttiluvulla – nämä suomalaistutkimukset käyttivät sitä. Hyvää tässä menetelmässä on aineiston pysyminen samana sekä se, että lainsäädännön muutosten vaikutusta voidaan eksaktisti arvioida. Huonoa siinä on lainsäädännön muutosten aikaansaamisen prosessi, joka nyt on kiinnitetty indekseihin, mitä se tosiasiallisesti ei koskaan ole.

Politiikan mahdollisten vaihtoehtojen vaikutusten analyysi on ollut mukana mikrosimuloinnin alkuajoista lähtien (Atkinson et al 1999, Sutherland 2002). On mahdollista vaihtaa lainsäädännön vuotta, mutta samalla pitää aineisto saman vuoden tasossa. Tämä on myös tosiasiaisiin vastaista simulointia, sillä lainsäädäntö muuttuu väestön demografisten ominaisuuksien ja tulojen muuttuessa ja sitä myötäillen. Kehitystä tapahtuu myös sen suhteen, miten hallita ja käyttää mikrosimuloinnissa tosiasian vastaisuutta tai kontrafaktuaalisuutta. En osaa ottaa kantaa siihen, onko Bargainin menetelmällä jotain todellista annettavaa politiikan analyysiin.

Kontrafaktuaalista menetelmää voidaan soveltaa myös ilman mikrosimulointimallia, kuten Olli Kangas ja Veli-Matti Ritakallio tekivät kokeellisessa tutkimuksessaan (1998), jossa Skandinavian väestö saatiin näyttämään Ranskan vastaavilta ja päinvastoin, eli väestön sosiaalinen rakenne vakioitiin. Tavoitteena oli selvittää, johtuvatko Skandinavian maiden hyvät tulonjakovaikutukset itse järjestelmistä vai selittääkö väestön rakenne sen. Vastaus oli: ei ja kyllä, riippuu vakioinnin laajuudesta – laajalla väestön ominaisuuksien vakioinnilla Skandinaviaan saadaan Ranskan malli ja sen politiikkavaikutukset. Tämä on nykyään mahdollista testata myös EUROMOD-mallilla, mutta siinä törmätään edellä mainittuihin ongelmiin.

⁶ Käytän tästä menetelmästä jatkossa käsitettä ”Bargainin menetelmä”.

Tässä tutkimuksessa tätä menetelmää ei käytetä, sillä se sisältää niin paljon tosiasian vastaista, että menetelmän mielekkyyttä ja sillä saatavia tuloksia on vaikea ymmärtää. Mikrosimulointimallia kuitenkin käytetään, ja se on sama kuin edellä mainituissa suomalaisissa tutkimuksissa, eli SISU-malli (osin sen edeltäjä, eli SOMA-malli). Poliittikkamuutosta edustaa täsmällinen ja aiemman tutkimukseni tulos (Sallila 2010)⁷, joka siirretään suhteellisesti samansuuruisena vuodesta 2006 vuoteen 2012, jotka ovat aineistovuodet. Kyse on toimeentulotuki- ja verotuslainsäädäntöön tehtävistä muutoksista. Tuolloin tavoitteena oli etsiä koko tulonsiirtoja ja verotusta säätelevästä lainsäädännöstä täsmällisiä kohtia, joita muuttamalla köyhyyttä voitaisiin alentaa ja samalla myös rahoittaa se eriarvoisuutta alentamalla, eli tasoittamalla tulonjakoa.

Politiikan vaikutusta ei tutkita tässä tutkimuksessa Bargainin kontrafaktuaalisella menetelmällä⁸. Uutuutena käytetään edellä mainittua Shapleyn menetelmää, jossa politiikkaa edustaa verot ja erilaiset tulonsiirrot, markkinoita taas tuotannontekijätulot. Shapleyn menetelmän etuna on se, että menetelmä itsessään vakioi muuttujia, kuten esimerkiksi markkinatulojen vaikutuksen tulonsiirtoihin. Analyysia täsmennetään väestökohtaisten ryhmien analyyseillä, niin nähdään, keihin politiikka erityisesti kohdistuu. Lisäksi analyysit tehdään kahden vuoden poikkileikkauksena, jolloin nähdään, onko muutosta tapahtunut ja painottuuko se tulonsiirto- ja verotusjärjestelmään vai väestön ominaisuuksiin.

Tutkimuksessa analysoidaan tarkka ja perusteltu skenaario, jollaisen tein vuonna 2010 ja joka käytti aineistonaan vuoden 2006 tulonjakoaaineistoa ja vuoden 2006 SOMA-mallia (Sallila 2010). Nyt lisäkysymyksenä on: Millainen vaikutus samanlaisella skenaariolla on vuoden 2012 aineistossa? SISU-mallia käytetään sekä vuoden 2012 palveluaineistolla että vuoden 2012 rekisteriaineistolla. Myös vuoden 2006 ajo tehdään SOMA-mallilla uudelleen. Kaikki syntyvät kotitalouskohtaiset tulosaineistot muokataan rakenteeltaan samanlaisiksi, jotta saatavia tulostaulukoita voitaisiin verrata keskenään.

Täten erilaisista simulointiasetelmista jäljelle jää politiikkavaikutuksen dekomponointi vuosien 2006 ja 2012 simuloinnilla laskettujen perustasojen sekä yhden täsmällisen skenaarion suhteen. Jälkimmäinen tavoite on puhtaasti poliittinen, jossa köyhyyttä pyritään alentamaan lainsäädännön muutoksin. Köyhyyttä voidaan pyrkiä vähentämään myös talouskasvun ja kannustimien kautta – esimerkiksi veronalennuksilla piristetään markkinoita ajatuksena saada talous nousuun. Tällöin veron alennukset kompensoidaan alentamalla sosiaaliturvaa ja leikkaamalla julkisia palveluja, jotta budjetti pysyisi tasapainossa ja köyhiä kannustettaisiin työntekoon. Tämä tapa on keskeistä OECD:n, IMF:n, Maailmanpankin, EU:n ja Suomen hallituksen politiikassa. Tämä tutkimus esittää näin ollen vaihtoehdon nykyiselle politiikalle. Vaihtoehto on siinä, että köyhyyttä vähennetään suoraan köyhien sosiaalietuuksia nostamalla, ja se rahoitetaan eriarvoisuutta alentamalla verojen kautta. Aiemmassa tutkimuksessani olen etsinyt ja löytänyt tehokkaat kohdat lainsäädännöstä (eli parametrit), ja käytän niitä. Täsmälliset lakimuutokset esitetään liitteessä 3.

⁷ Tutkimuksessa optimoinnit ja analyysit tehtiin kotitaloustasolla, joten ne eivät ole täysin vertailukelpoisia tämän tutkimuksen henkilötason tuloksiin. Kotitaloustasolla tarkastellen köyhyyden vähentämishjelma suuntautuu yhden aikuisen kotitalouksiin, eli on tehokkaampaa niissä.

⁸ Kontrafaktuaalisista menetelmää kuitenkin käytettiin analyysin alkuvaiheessa eräänlaisena optiona, joka voidaan ottaa mukaan. Toisin sanoen tehtiin seuraavat simuloinnit: Ensiksi lasketaan tulonsiirrot ja verotus vuoden 2006 aineistolla ja vuoden 2012 lainsäädännöllä ja toisessa simuloidaan vuoden 2012 aineistolla ja vuoden 2006 lainsäädännöllä (tämä jälkimmäinen tehdään sekä tulonjakoaaineistolla, että rekisteriaineistolla). Näiden esittäminen itse lopullisessa artikkelissa olisi kuitenkin vaatinut ajantasaistuksista ja painokertoimien muutoksesta johtuvan vaihtelun selittämistä, mikä olisi laajentanut analyysia melkoisesti, ja siksi se jätettiin pois.

Taulukko 1. Tutkimusasetelmat. Tutkimuksessa käytettävä erillisten simulointien numerointi.

Aineistovuosi	Lakivuosi			
	2006		2012	
	Lakimuutos		Lakimuutos	
	ei	kyllä	ei	kyllä
2006	1	2		
2012			7	8

Taulukossa 1 on esitetty tutkimusasetelma; eri aineistot/analyysit on merkitty numeroin. Faktuaalista tutkimusasetelmaa esittävät numerot 1, 2, 7 ja 8. Parillinen numero viittaa lakimuutoksen sisältävään ja pariton lakimuutosta sisältämättömään simulointiajon tuloksena syntyneeseen aineistoon. Tyhjät solut taulukossa sisältäisivät kontrafaktuaaliset tapaukset (3,4 ja 5,6), jos niitä olisi käytetty. (Nämä on laskettu käyttäen aineiston ajantasaistuksessa nykyisissä malleissa olevia ohjelmia, mutta niiden esittäminen tässä katsottiin monimutkaistavan esitystä liiaksi; niihin palataan jossain toisessa artikkelissa.)

1.3 Aineistot ja metodit

Tutkimuksen aineistona ovat Tulonjaon palveluaineistot vuosilta 2006 ja 2012 (N= 27 454 ja 27 910, jotka korotetaan tilastollisesti väestötasolle painottavalla kertoimella, ja väestömääräksi saadaan vastaavasti 5 199 039 ja 5 346 333 henkilöä/vuosi). Lisäaineistona on Tulonjakotilaston kokonaisaineistosta (koostuu rekistereistä kerätyistä tiedoista) asuntokuntien osalta käytössä 15 % tasavälinen otos vuodelta 2012 (N = 796 952, joka korotettuna väestötasolle antaa luvun 5 309 370). Tätä kutsutaan tässä tutkimuksessa rekisteriaineistoksi. Täten aineistot edustavat Suomen koko väestöä vuosina 2006 ja 2012.

Palveluaineistot ja rekisteriaineistot poikkeavat toisistaan siltä osin, että palveluaineisto sisältää myös haastattelutietoja, mutta eri hallinnollisista rekistereistä on otettu siihen tietoja tuloista ja tulonsiirroista ja niihin liittyviä muuttujia. Palveluaineistoon on kuitenkin tehty karkeistuksia tietosuojasyistä, esimerkiksi kotitalouden sijaintikunnan koodi puuttuu, kuitenkin 20-luokkainen maakuntamuuttuja on ja sitä käytetään. Rekisteriaineiston kohdalla henkilöiden tietosuoja taataan esimerkiksi siten, että aineisto sijaitsee Tilastokeskuksen palvelimella ja tutkijat eivät saa tulostaa ja raportoida pieniä ryhmiä koskevia tuloksia (kts: <http://tilastokeskus.fi/tup/mikroaineistot/toimitusmuodot.html>). Tilastokeskuksessa tarkistetaan huolellisesti jokainen tuloste, jonka tutkija siirtää Tilastokeskuksesta omalle koneelleen.

Nämä aineistot muodostavat mikrosimulointimallien (MS) pohja-aineistot, joiden varaan mallit on rakennettu. Käytetyt MS-mallit ovat SOMA ja SISU. Tässä tutkimuksessa SOMA-mallilla lasketaan tulonsiirrot ja verotukset vuodelle 2006. SISU-mallilla tehdään vastaavat ajot käyttäen vuoden 2012 molempaa aineistoa, siis palvelu- ja rekisteriaineistoa.

SOMA-mallia on ylläpidetty vuosina 1994–2012 ja SISU-mallia vuodesta 2013 lähtien; aineistovuosina ovat olleet ensimmäisessä 1994–2009 ja jälkimmäisessä 2009–2012; parametrivuodet ovat edellisessä 1992–2012 ja jälkimmäisessä (1989 –) 2006–2014. SISU-mallilla voidaan laskea aineistovuodesta poiketen monen vuoden lainsäädännön mukaisesti, ja ehtona on yleensä lainsäädännön muuttuminen ja välttämättömän aineiston olemassaolo (kts. <http://tilastokeskus.fi/tup/mikrosimulointi/ominaisuudet.html>). Tulevaisuuteen ja menneisyyteen voidaan tehdä ennusteita tai skenaarioita lainsäädännön sisältöön.

Shapley-dekomponointimenetelmästä

Tulojen dekomponoinnilla halutaan selvittää, miten erilaiset tuloerät, jotka esittävät joitain politiikan seurauksia henkilöiden ja kotitalouksien tuloina, vaikuttavat tulonjaon indekseihin. Osalla tuloeristä, kuten markkinatuloilla, on vain välillinen yhteys politiikkaan, ja osalla välitön, joista päätetään vuosittain budjetin yhteydessä, tai ne ovat lakisääteisiä edustaen melko pysyvää politiikan vaikutusta.

Kun halutaan tietää jonkin tulonjakoon liittyvän indeksin osatekijöistä käyttäen Shapleyn menetelmää, ensiksi täytyy valita tulokäsité, jota käyttäen ko. indeksi on laskettu, esimerkiksi ekvivalentit käytettävissä olevat tulot. Tämä tulokäsité koostuu pienemmistä tuloeristä, ja niistä täytyy valita kiinnostuksen kohteena olevat erillisinä ja lopuksi jäännöserä, kuitenkin näiden summan täytyy muodostaa havaintoyksiköittäin itse ekvivalentti käytettävissä oleva tulo käsitteenä. Verot ja maksut otetaan tässä negatiivisena.

Tulojen roolia Shapley-menetelmässä ovat selvittäneet esimerkiksi Shorrocks (2012), Sastre and Trannoy (2002) sekä Chantreuil and Trannoy (2011)⁹. Se sisältää metodisen valinnan niiden tuloerien käsittelyssä, jotka eivät kuulu alajoukon (esimerkiksi tulonsiirrot ja verotus yhdessä) sisältöön (alajoukkoa merkitään em. lähteissä S:llä), toisin sanoen siihen, miten käsitellä tuotannontekijätuloja. Vaihtoehdot ovat tuloeran keskiarvo tai nolla, ts. kaikkien kotitalouksien tämän muuttujan arvo korvataan nolllalla tai keskiarvolla ja indeksi lasketaan saatua lukua käyttäen (näin eliminoidaan kyseisen tulon vaihtelu indeksiä tässä alajoukossa (S) laskiessa). Shorrocks suosittaa keskiarvon käyttöä, kun analysoidaan tuloeroja, ja nolaa analysoitaessa tulotasojä. Sastre ja Trannoy käyttävät molempia menetelmiä, eikä lopullista vastausta anneta. Empiirisissä kokeissa tällä havaittiin olevan suuri vaikutus Shapley-arvoihin, ja siksi valinta on tässä tutkimuksessa keskiarvo. Lisäperustelu on laskettavien indeksien luonne, jotka mittaavat kaikki tuloeroja.

Tässä tutkimuksessa tulonsiirroista tutkitaan erityisesti toimeentulotukea, ja jos muuttujaksi valitaan ”toimeentulotuki + muiden tuloerien keskiarvo”, niin toimeentulotuen vaikutus tulee pieneksi harvinaisuutensa ja pienuutensa tähden. Jos käytetään nolla-vaihtoehtoa, eli muuttujaa ”toimeentulotuki + 0”, niin toimeentulotuen merkitys esimerkiksi gini-indeksin arvossa tulee suureksi, koska toimeentulotuki on äärimmäisen eriarvoisesti jakautunut. Siksi on syytä käyttää keskiarvoa, koska pyritään eräänlaiseen tulopatteriston antamaan kokonaiskuvaan indeksin komponenteista.

Köyhyys- ja eriarvoisuusanalyysi suoritettiin pääasiassa STATA-ohjelman DASP-ohjelmistolla (Araar and Duclos 2013, Goedemé 2013). Tämä ohjelma on saatavilla sekä työpöytäkoneessani että Tilastokeskuksen Mikrosimuloinnin palvelimella. Samoja do-koodeja on käytetty molemmissa koneissa, joten analyysimenetelmät ovat yhteneviä.

1.4 Ongelmia aineistoissa

Mikrosimulointia tehdessä keskeinen kysymys on, mitä aineistoa käytetään? Tässä tutkimuksessa käytetään vuosien 2006 ja 2012 tulonjakoa-aineistojen palveluaineistoja ja vuoden 2012 rekisteriaineistoa. Yksi keskeinen tulonsiirtoja ja verotusta määrittävä tekijä on tuotannontekijätulot, eli ansio-, yrittäjä- ja pääomatulot yhteensä. Tätä selventää taulukko 2, jossa on esitetty tuotannontekijätulot vuosina 2006 ja 2012. Tuotannontekijätulot otetaan tässä esimerkkinä tuloista, joita ei simulointimallilla lasketa, eli tulot pysyvät samana koko laskentaprosessin ajan. Tuotannontekijätulo ja markkinatulo ovat tässä samoja käsitteitä, jolloin esimerkiksi julkisen sektorin palkat ovat osa markkinatuloa.

Taulukko 2. Kotitalouden tuotannontekijätulot keskimäärien eri aineistoissa

Aineisto	N Obs	Mean	Muutos-%
palv: 2006	10 624	35 036 €	
palv: 2012	11 370	55 190 €	158 %
rek: 2012	391 037	44 667 €	

⁹ Itse Shapleyn menetelmää tässä ei kuvata, sillä nämä lähteet ovat mainioita siinä, ja on turhaa toistaa sitä. Menetelmän käytöstä DASP-ohjelmistossa ks. Araar and Duclos 2009.

Vuodesta 2006 tuotannontekijätulot nousevat vuoteen 2012 absoluuttisesti 158 prosenttia. Elinkustannusindeksi muuttui samana aikana 115 prosenttia, joten tuotannontekijätulot kasvoivat reaalisesti. Mutta samalla aikaa myös tulonsiirto- ja verotuslainsäädäntö on muuttunut, joten lopullinen vaikutus esimerkiksi köyhyyteen ja eriarvoisuuteen jää avoimeksi. Tämä tutkimus antaa ratkaisuihin aineksia.

Kun siirrytään aineistoista toiseen, esimerkiksi palveluaineistosta (palv) vuodelta 2012 rekisteriaineistoon (rek) samalta vuodelta, tuotannontekijätulot ovat jälkimmäisessä keskimäärin huomattavasti pienemmät. Tämä johtaa siihen, että simuloitaessa tarveharkintaisia tulonsiirtoja, kuten toimeentulotukea, se nousee vastaavasti. Näitä aineistoja ja simuloinnin avulla saatuja tulosaineistoja ei siis voi täsmällisesti verrata. Tämä on kuitenkin lähtökohta, ja se täytyy tuloksia arvioitaessa huomioida. Köyhyyttä vähentävä ohjelma on kuitenkin sama rekisteriaineistolla ja palveluaineistolla vuodelta 2012 simuloitaessa.

Muuttujista täytyy mainita käytettävissä olevan tulon käsitteen täsmennys. Rekisteriaineistossa ei ole asuntotuloa, ja myös jotkin haastattelussa saatavat tulotiedot puuttuvat. Tämän takia simulointituloksissa, jotka käyttävät palveluaineistoa, ekvivalentti käytettävissä oleva tulo määriteltiin myös ilman asuntotuloa.

Päivähoitomaksujen laskentaa ei voida rekisteriaineistolla suorittaa, siksi se poistetaan myös tulopaketista palveluaineistolla laskettaessa. Tulopaketilla tarkoitetaan tiettyä täsmällistä tulojen summaa, jonka osia voidaan käyttää dekomponenttianalyysissä. Koska tulopaketti muodostetaan sekä SOMA- että SISU-mallilla, joiden tulosuuttajat poikkeavat jonkin verran toisistaan, niin tulopaketti on syytä esittää osineen kahteen kertaan (liite 1 s. 40).

1.5 Tulokset

Miten suurta köyhyys ja eriarvoisuus oli vuosina 2006 ja 2012? Mitä tässä esitetty lainmuutos vaikuttaa näihin? Tulokset esitetään aluksi köyhyys- ja gini-indeksin arvojen kautta. Koska tulokset perustuvat simulointimallilla (SOMA- ja SISU-mallit) saatuihin aineistoihin, niin jossain määrin tässä saatuja tuloksia verrataan Tilastokeskuksen tulonjakotutkimusten (Tilastokeskus 2013) tietoihin.

Köyhyyttä vähentävän ohjelman ytimessä oli yksinäisen ja yksinhuoltajan toimeentulotuki ja rahoituksen kannalta pääomavero. Aloitetaan tulosten esittäminen niistä. Toimeentulotuen, joka on täysin simuloitu tulo, suhteen saadaan taulukko 3. Tähän otetaan mukaan myös lakimuutokset, eli tutkimusasetelmat 2 ja 8.

Taulukko 3. Toimeentulotuki keskimäärin vuodessa €. Toimeentulotuen muutosprosentti. Vain toimeentulotukea saavat kotitaloudet.

Tutkimusasetelma	Otos-N	Keskiarvo	Kotitalouksia	Muutos-%
1	543	2666	154 548	
2	1527	3678	555 726	138 %
7	653	4120	184 973	
8	1257	5734	418 912	139 %

Toimeentulotuen normien taso lainsäädännössä vuodesta 2006 vuoteen 2012 nousi 120–126 prosenttia. Köyhyyttä vähentävä ohjelma nosti kertarysäyksellä toimeentulotukea 139 prosenttia, eli huomattavasti enemmän kuin lainsäädännössä vuodesta 2006 vuoteen 2012 tapahtui. Täten lakimuutos edustaa merkittävää toimeentulotuen korotusta.

Lakimuutoksen johdosta toimeentulotukea saavia kotitalouksia tulisi moninkertainen määrä nykyiseen nähden, vuonna 2006 hieman enemmän kuin vuonna 2012.

Sinänsä lakimuutos 138–139 prosenttia osoittaa sen, että kyse on samantasoisesta lakimuutoksesta vuosina 2006 ja 2012.

SISU-mallin laskelma, eli 4 120 € vuodessa keskimäärin, on ylipäättään korkea tasoltaan; ks. liite 3. Tämä voi selittyä väestön ominaisuuksien muutoksen avulla. Toisella tavalla sanoen väestö on köyhtynyt, ja se näkyy toimeentulotuen tarpeen kasvuna vuodesta 2006 vuoteen 2012. Ehkä toimeentulotukilainsäädäntö on tullut jossain määrin köyhyyttä vastaan tänä ajanjaksona, koska saajamäärät ja keskimääräinen tuki ovat kasvaneet.

Taulukossa 4 esitetään lähemmin väestöryhmittäin, miten kotitalouksien tulot ovat kehittyneet aineistossa ja lakimuutoksen jälkeen molempina tutkimusvuosina 2006 ja 2012. Näitä samoja, osin erilaisia, väestöryhmiä käytetään myöhemmin analysoitaessa köyhyyttä ja eriarvoisuutta.

Luvut ovat kokonaissummia, ja muutosprosentit kuvaavat muutoksen suhteellista merkitystä väestöryhmittäin. ”Kaikki yhteensä” -riviltä nähdään, mikä on käytettävissä olevan tulon summa ennen ja jälkeen lainmuutoksen. Kustannus-neutraali pyrkimys pitäisi näkyä loppusummissa siten, että kokonaismuutoksen pitäisi olla nolla euroa. Tämä ei toteudu vuoden 2012 osalla, ja näyttää siltä, että verotus oli liian ankara, noin 688 miljoonaa liian ankara. Tämä johtuu siitä, että alkuperäisessä ohjelmassa vuodelta 2006 tehtyä optimointia ei tehty uudelleen, vaan otettiin sama ohjelma ja sovitettiin se vuoteen 2012. Jäljelle jää se mahdollisuus, että vuodelle 2012 voitaisiin ehkä tuottaa vielä parempi köyhyyttä alentava ohjelma kustannus-neutraalisuuden kannalta – ainakin verotus olisi kohdallaan.

Mitä taulukko 4 kertoo lainmuutoksen vaikutuksesta väestöryhmittäin? Tulonsiirroissa tapahtunut muutos koskee siis toimeentulotukea ja pääomaverotusta ja näiden yhteisvaikutusta. Tarkasteltaessa täytyy huomata rahanarvon muutos vuodesta 2006 vuoteen 2012, mitä taulukossa ei ole huomioitu. Väestöryhmittäin täytyy siis pääosin tutkia prosentuaalista muutosta; jos muutos on alle nollan, niin ko. luokan kotitaloudet keskimääräisesti menettävät hie-
man, ja jos se on positiivinen, niin kotitaloudet keskimäärin voittavat. Luvut ovat koko väestöluokan absoluuttisia lukuja, ja jos haluaa tietää, mitä tapahtuu kotitaloudelle keskimäärin, luvut pitää jakaa henkilöiden lukumäärällä ko. luokassa. Tämä on toteutettu sarakkeissa ”€/henkilö/kk.”

Kaikkein eniten lakiuudistuksesta hyötyvät opiskelijat ja työttömät, yksinäiset ja yksinhuoltajat, iältään alle 30-vuotiaat ja nuorimmat eniten. Eniten häviävät yrittäjät, normaalit kahden tai useamman aikuisen perheet, lapsettomat parit, 50–64-vuotiaat. Eläkeläisten ja yli 64-vuotiaiden kohdalla tapahtuu suunnan muutos: vuonna 2006 he olivat saajapuolella ja 2012 maksajia.

Sosioekonomisen luokan mukaan eläkeläisissä ja muut ryhmässä tapahtuu muutosta. Eläkeläisten kohdalla lainmuutoksen vaikutussuunta vaihtuu, ja vuonna 2012 lainmuutosohjelma tuottaa vähennystä käytettävissä olevissa tuloissa. Takuueläke tuli voimaan vuoden 2011 alusta, ja tämä voi olla selitys sille, miksi eläkeläisten pääasiassa toimeentulotukeen kohdistunut lakimuutos vaikutti vähentävästi. Ehkä eläkeläiset myös maksoivat pääomatulosta enenevästi veroa.

Taulukko 4. Kotitalouksien simuloidut käytettävissä olevat tulot vuosille 2006 ja 2012 ja lakimuutos. Erotus miljoonia euroja ja prosentteina viitevuoden summasta ryhmittäin. Voitto tai tappio €/henkilö/kuukausi. Väestön määrä (N). Rahan arvo aineistovuoden mukaan.

	2006		2012		2006	2012	2006	2012
	milj.€	%	milj.€	%	€/henkilö/kk		väestö N	
Sosioekonominen luokka (lyhyt)								
Maatalousyrittäjät	-132.5	-6.2 %	-190.2	-8.1 %	-85 €	-155 €	130625	102179
Muut yrittäjät	-533.3	-6.2 %	-547.2	-5.1 %	-115 €	-119 €	386862	382581
Ylemmät toimihenkilöt	-350.7	-1.5 %	-468.5	-1.5 %	-27 €	-33 €	1100472	1173654
Alemmat toimihenkilöt	-22.7	-0.2 %	56.5	0.3 %	-2 €	5 €	872630	991762
Työntekijät	9.4	0.1 %	100.8	0.5 %	1 €	8 €	1208366	1039922
Opiskelijat	186.5	20.1 %	332.8	20.0 %	146 €	195 €	106588	142423
Eläkeläiset	332.9	1.9 %	-428.1	-1.7 %	25 €	-29 €	1111078	1246423
Muut ammatissa toimimattomat	88.9	14.6 %	15.0	1.8 %	111 €	21 €	66912	60042
Työttömät	355.8	18.8 %	440.8	18.5 %	141 €	182 €	210192	201620
*Kotitalouden rakenne								
1. Yksi aikuinen	1054.6	5.9 %	935.0	3.7 %	93 €	75 €	945594	1044343
2. Yksinhuoltaja	72.2	3.1 %	142.5	4.8 %	27 €	57 €	220300	207146
3 2+ aikuista, ei lapsia	-772.3	-2.0 %	-1312.2	-2.5 %	-33 €	-54 €	1956398	2027314
3. 2+ aikuista, 1 lapsi	-133.2	-1.3 %	-175.0	-1.3 %	-17 €	-21 €	668550	689755
4. 2+ aikuista, 2 lasta	-177.4	-1.6 %	-149.7	-1.0 %	-17 €	-15 €	845077	836271
5. 2+ aikuista, 3+ lasta	-109.5	-2.0 %	-128.7	-1.8 %	-16 €	-20 €	557806	535777

Taulukko 4 jatkuu ...								
*Kotitalouden elinvaihe								
1. Yhden hengen taloudet	1054.6	5.9 %	935.0	3.7 %	93 €	75 €	945594	1044343
4. Yksinhuoltajataloudet	88.6	3.2 %	162.9	4.5 %	28 €	52 €	263367	262183
2. Lapsettomat parit	-671.0	-2.3 %	-1158.6	-2.7 %	-38 €	-60 €	1458606	1601969
3. Parit, joilla lapsia	-435.6	-1.7 %	-461.3	-1.3 %	-18 €	-20 €	1995089	1971029
6. Muut taloudet	-102.2	-1.1 %	-166.1	-1.7 %	-16 €	-30 €	531069	461082
Viitemiehen ikä								
0–19	33.7	25.8 %	44.3	28.4 %	191 €	288 €	14703	12804
20–24	171.6	5.8 %	282.3	7.1 %	57 €	93 €	250081	251925
25–34	83.5	0.7 %	300.9	1.7 %	8 €	28 €	836753	903843
35–44	-128.1	-0.7 %	14.4	0.1 %	-8 €	1 €	1284104	1169627
45–54	-142.6	-0.7 %	-203.8	-0.8 %	-10 €	-15 €	1166184	1155208
55–64	-267.6	-1.5 %	-281.4	-1.2 %	-28 €	-28 €	802623	845975
65–	183.9	1.3 %	-844.8	-3.8 %	18 €	-70 €	839277	1001224
Kaikki yhteensä	-65.7	-0.1 %	-688.0	-0.6 %	-1 €	-11 €	5193725	5340606

Taulukko 5. Toimeentulotuki, verot ja maksut sekä käytettävissä oleva tulo tutkimusasetelman mukaisissa simuloinnin tulostuloksissa ja lakimuutoksen vaikutus (erotus-rivi) miljardia euroa (lakivuoden rahan arvona), perusjoukon koko (kotitalouksia). Palveluaineistot.

Tutkimusasetelma	Toimeentulotuki	Verot ja maksut	Käyt. oleva tulo	kotitalouksia
1	0.41	26.35	85.65	2 449 717
2	2.04	28.05	85.59	2 449 717
erotus	1.63	1.70	-0.07	
7	0.76	48.15	115.37	2 589 282
8	2.40	50.48	114.68	2 589 282
erotus	1.64	2.33	-0.69	

Taulukko 5 ilmaisee simuloinnin ja optimoinnin kehikon, missä yhtenä periaatteena oli kustannus-neutraali muutos. Toimeentulotuen lisäys katetaan veroilla, ja tässä erityisesti pääomaveron nostolla. Kustannus-neutraalisuutta mittaa erotus käytettävänä olevan tulon kokonaissummassa.

Täyttää kustannus-neutraalisuutta ei vuoden 2006 optimoiva simulointi onnistunut saavuttamaan, koska se maksoi edelleen 70 miljoonaa euroa, mikä voidaan vielä säästää pääomaveron alentamalla. Vuoden 2012 aineistolla tehty ajo ei myöskään saavuttanut kustannus-neutraalisuutta, sillä 690 miljoonaa euroa verotettiin liikaa. Koska muutos tarkoitti karkeaa suhteellisesti samansuuruisista muutosta kuin vuonna 2006, niin tästä voi vetää johtopäätöksenä, että optimointi olisi tehtävä myös vuoden 2012 suhteen. Positiivista on se, ettei lainmuutoksen rahoitus ole niin suuri ongelma vuonna 2012 kuin vuonna 2006.

Toimeentulotuen muutos oli samalla tasolla (ottaen huomioon rahan arvon muutos). Näyttää selvältä, että vuonna 2010 laskemani optimointiohjelma vuodelle 2006 pätee myös vuonna 2012, eli se voidaan siirtää sellaisenaan vuoden 2012 lainsäädäntöön, ja sen köyhyyttä ja eriarvoisuutta alentavat vaikutukset lienevät samaa suuruusluokkaa.

Seuraavaksi verrataan tätä rekisteriaineistolla ja SISU-mallilla aikaansaatavaan simulointiin, siitä taulukko 6.

Taulukko 6. Sama rekisteriaineistolla ja SISU-mallilla vuodelle 2012. Perusjoukko 2 346 222 kotitaloutta. Miljardia euroa.

Tutkimusasetelma	Toimeentulotuki	Verot ja maksut	Käyt.ol. tulo	Tuotannontekijätulot
7	1.04	28.31	87.59	104.80
8	3.41	29.46	88.81	104.80
erotus	2.37	1.15	1.22	0.00

Rekisteriaineistoa käyttäen simulointi tuottaa enemmän toimeentulotukea (asetelma 7) kuin palveluaineistosta laskien. Veroja ja maksuja olisi kerättävä vielä 1.22 miljardia euroa lisää, jotta kustannus-neutraalisuus tulisi saavutettua. Näyttää kuitenkin tosiasialta, että rekisteriaineistoa käyttäen simulointi tuottaa enemmän toimeentulotukea kuin palveluaineistoa käyttämällä. Syy voi olla itse aineistossa, sillä tulot ovat alemmat rekisteriaineistossa kokonaisuutena ottaen, ja niinhän toimeentulotukilaskelma tulot huomioi. Pienemmistä markkinatuloista syntyy suurempi toimeentulotuki, sillä SISU-malli laskee täysin lainmukaisesti sen. Tästä olisi syytä tehdä erillistutkimus, koska on tärkeää tietää, miten ylipäättään suhtaudumme SISU:lla tehtyyn simulointiin eri aineistoilla (rekisteri- / palveluaineisto). Kun myös muutosvaihtoehto, joka kohdistui toimeentulotukeen, tuotti nyt alemman kokonais-

summan palveluaineistolla simulointiin nähden, niin tulosta voidaan pitää lisäselvitystä tarvitsevana. Sitä ei kuitenkaan liitetä tähän tutkimukseen.

Näin ottaen simulointi ja optimointi toimivat yhtä hyvin vuoden 2006 kuin vuoden 2012 suhteenkin – muutokset ovat yllättävän hyvin samoja rahallisessa tarkastelussa. Entä mitä tapahtui köyhyydessä ja eriarvoisuudessa?

Köyhyysrajana pidetään 50 %:tä ekvivalentin käytettävissä olevan tulon mediaanista (€). Itse köyhyyttä mitataan Foster-Greer-Thorbecke-indeksillä alphan arvolla 1, ja sitä merkitään FGT(1):llä (Foster, Greer ja Thorbecke 2010). FGT(1) ei anna köyhien lukumäärää¹⁰, vaan se antaa köyhyysvajeen (eli köyhyysrajan ja tulojen erotuksen) summan köyhässä väestössä tai ryhmässä jaettuna köyhyysrajalla ja väestön kokonaismäärällä – mitä kauempana köyhyysrajan alapuolella kotitalouden tulot ovat, sitä suurempi vaikutus FGT(1)-indeksiin tällä kotitaloudella on. Ei-köhyillä ei ole muuta vaikutusta indeksin arvoon kuin köyhyysrajaa ja väestön lukumäärää laskettaessa.

Gini-indeksi lasketaan samasta muuttujasta kuin köyhyys, ja se mittaa tulojen jakautumista yhteiskunnassa: mitä pienempi Gini-indeksi on, sitä tasaisemmin tulot ovat jakautuneet.

Tämä on esitetty taulukossa 7 koskien kaikkia tutkimusasetelmia, ja indeksejä laskiessa on käytetty kahta painokerrointa (ks. liite 2). Uuden painokertoimen luomisen tarkoitus oli puhdistaa painokertoimen kautta tuleva riippuvuus aineistovuodesta. Nyt painomuuttujan rakenteellinen kokoonpano, eli reunajakauma, perustuu yksinkertaisesti ikä- ja sukupuoliryhmiin ja asuntokunnan koon jakaumaan, jotka saadaan tilastoista erikseen vuodelle 2006 ja 2012. Ykor-muuttujan reunajakaumassa on näiden lisäksi tulonsaajaryhmien kokoja ja kokonaistulosummaa – näiden koostumus vaihtelee melkoisesti vuoden 2006 ja 2012 välillä.

Taulukko 7. Gini-kerroin ja köyhyysaste, =FGT(0) ja FGT(1), eri tutkimusasetelmissa. Kaksi painokerrointa, henkilöpainot.

Asetelma	Gini		FGT(0)		FGT(1)	
	paino	ykor	paino	ykor	paino	ykor
1	0.2623	0.2717	0.0624	0.0587	0.0088	0.0080
2	0.2410	0.2480	0.0284	0.0277	0.0030	0.0030
7	0.2688	0.2703	0.0642	0.0635	0.0098	0.0096
8	0.2494	0.2491	0.0349	0.0337	0.0044	0.0042

Taulukossa 7 on kaksi eri painokerrointa. Paino huomioi vain väestörakenteen (erilainen vuosina 2006 ja 2012); ykor tarkoittaa tulonjakoaineiston painokertoimen käyttöä, joka huomioi monia muitakin tekijöitä (ks. liite 2).

Näyttää siltä, että painokertoimen muutoksella on vaikutusta. Gini-kertoimen suhteen päätelmä on lievästi päinvastainen (asetelmien 1 ja 7 suhteen). Köyhyysindeksin FGT(1) kohdalla ero on selkeämpi – muutos on pienempi paino-muuttujaa käyttäen. Näin ollen asetelma tulee epäselvemmäksi, jos painomuuttujasta tehdään yksi vaihteleva tekijä ja se jätetään jatkossa syrjään ja esitetään painokertoimella ykor aikaansaadut tulokset. Samoin jätetään rekisteriaineiston suhteen uusi painokerroin kokonaan tekemättä.

Aineistosta johtuva vaikutus (1 & 7) näyttäisi taulukko 7 mukaan olevan köyhyysindeksillä mitattuna lievä kasvu ja ginikertoimella mitattuna olematon. Nyt ei kuitenkaan tiedetä, johtuuko tämä aineistosta vai lainsäädännöstä. Tilastollinen vaikutus otetaan taulukoissa 8a ja 8b lähemmin tarkasteluun.

¹⁰ FGT(0) antaa köyhien lukumäärän tai prosentin henkilöistä, mutta on köyhyysindeksinä huono (Foster, Greer, Thorbecke 2010, 514), ja FGT(1) on myös lähellä kehittämäni CUPi-indeksiä, jota käytin vuoden 2010 tutkimuksessani.

Taulukko 8a. Gini-kerroin ja FGT(1)-indeksi sekä näiden luottamusväli. Painokerroin ykor*jasenia, eli aineisto on painotettu henkilötasoisiksi.

Asetelma	Gini	LB	UB	FGT(1)	LB	UB	Köyhyysraja
1	0.272	0.260	0.284	0.0080	0.0070	0.0089	10 398
2	0.248	0.238	0.258	0.0030	0.0024	0.0037	10 361
7	0.270	0.260	0.281	0.0096	0.0084	0.0108	13 527
8	0.249	0.241	0.257	0.0042	0.0032	0.0051	13 456

Taulukko 8b. Gini-kerroin ja FGT(1)-indeksi sekä näiden luottamusväli. Rekisteriaineisto 2012. Painokerroin ykor*jasenia.

Asetelma	Gini	LB	UB	FGT(1)	LB	UB	Köyhyysraja
7	0.267	0.265	0.268	0.0101	0.0099	0.0103	11 498
8	0.242	0.241	0.243	0.0051	0.0049	0.0052	11 549

Taulukko 8c. Theil-indeksi. Palveluaineisto. Painokerroin ykor*jasenia.

Asetelma	Theil	LB	UB	luottamusväli
1	0.157	0.131	0.183	0.053
2	0.126	0.108	0.145	0.038
7	0.157	0.114	0.201	0.087
8	0.124	0.098	0.151	0.053

Eriarvoisuus (Gini) on laskenut, mutta ei tilastollisesti merkitsevästi vuodesta 2006 vuoteen 2012 (eli asetelmasta 1 asetelmaan 7). Köyhyys on lisääntynyt, FGT(1)-indeksillä mitattuna keskimäärin 0.0016 yksikköä – tämä ei ole tilastollisesti merkitsevä muutos. Mitattuna köyhyysasteella, eli FGT(0):lla (taulukko 7 ykor-sarake), tämä tarkoittaa 0.48 prosenttiyksikön lisäystä, tosin nytkään tulos ei ole tilastollisesti merkitsevä.

Luottamusväli on palveluaineistosta laskien lakimuutoksen jälkeen alempi kuin ennen lainmuutosta. Tämä pätee kaikkiin indekseihin, vaikka se on esitetty vain Theil-indeksin kohdalla taulukossa 8c. Ilmeisesti simulointimallin käyttö sinänsä homogenisoi aineistoa, kun kaikkia kotitalouksia kohdellaan samalla tavalla lisättyä toimeentulotukea ja verotusta laskettaessa.

Rekisteriaineistoon verrattaessa taulukon 8b rekisteriaineiston gini on samassa luottamusvälissä kuin taulukossa 8a molemmissa tutkimusasetelmissä. Samoin FGT(1)-indeksi.

Rekisteriaineiston tulos vahvistaa palveluaineistosta lasketut tulokset. Lakimuutos on nyt selkeästi eriarvoisuutta vähentävä operaatio. Köyhyyttä alentava se on selkeästi jo palveluaineistostakin päätellen.

Tilastokeskus on raportoinut köyhyysvajeen kasvaneen 1.2 yksikköä (15.5 → 16.7) vuodesta 2006 vuoteen 2012. Heidän käsitteensä on hieman erilainen suhteessa tässä käytettyyn FGT(1)-indeksiin mitaten köyhyysvajeetta suhteessa köyhyysrajaan, eli standardoitua FGT(1)-indeksiä (ks. Araar and Duclos 2013, 14). Tilastokeskus raportoi aineistossa tapahtunutta muutosta; tässä tutkimuksessa raportoidaan aineiston pohjalta simuloidussa aineistossa tapahtunutta muutosta. (Tilastokeskus

http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/pxweb/fi/StatFin/StatFin_tul_tjt/280_tjt_tau_051.px/?rxid=86140425-6b7f-4a78-

[99fb-3a738c8dc69c](#)) (Taulukko 5a. Pienituloisuusindikaattoreita henkilön iän mukaan 1987–2013. Köyhyysvaje, köyhyysrajana 50 % käytettävissä olevan tulon mediaanista).

Sen sijaan lakimuutokset ovat molemmat (sekä $1 > 2$ että $7 > 8$) vähentäneet Gini-kerrointa ja FGT(1)-indeksiä tilastollisesti merkitsevästi. Lainmuutosskenaario on eriarvoisuuden kannalta merkittävämpi asia kuin se vaikutus, mitä vuosien 2006 ja 2012 välillä on lainsäädännössä tapahtunut. Sama tapahtuu vielä selkeämmin köyhyyden suhteen. Valittu skenaario edustaa siis selvää muutosta.

Taulukossa 8c on Theil-indeksit ja niille luottamusväli. Sen mukaan vuosien 2006 ja 2012 käytettävissä olevan tulon Theil-indeksissä ei ole eroa. Mutta Gini-kertoimesta poiketen ei myöskään lakimuutos olisi tilastollisesti merkitsevä suhteessa tilanteeseen, ettei lakimuutosta tehdä. Lisähuomiona voidaan mainita, että luottamusväli (erotus-sarake) on vuonna 2012 yleisesti suurempi kuin vuonna 2006.

Taulukko 9. Köyhyysrajat ei asetelmissa, tulomuuttuja ekvivalentti käytettävissä oleva tulo. Painokerroin $y_{kor} \cdot j_{asenia}$.

Tutkimusasetelma	N Obs	Mediaani	köyhyysraja
1	5 193 725	20 797	10 398
2	5 193 725	20 720	10 360
7	5 340 606	27 054	13 527
8	5 340 606	26 911	13 456

Lakimuutoksen vaikutuksesta köyhyys sinänsä on laskenut puoleen, vaikka köyhyys alkaa alemmalla tulotasolla. Jotta käytettävissä olevan tulon tekijöiden vaikutus eri indekseissä voitaisiin selvittää, teemme seuraavassa tuloerien vaikutusta mittaavan Shapley-analyysin taulukossa 10a.

Tulopaketti on seuraava:

ktuotekb = Ekvivalentit tuotannontekijätulot

ksaatuscb = Ekvivalentit tulonsiirrot, joita ei ole mainittu alla

htoimtukb = Ekvivalentti toimeentulotuki

astuetb = Ekvivalentti asumistuki

ttansb = Ekvivalentti ansiosidonnainen työttömyysturva

tpperb = Ekvivalentti työmarkkinatuki ja peruspäiväraha

kmakstnb = Ekvivalentti verot ja maksut (negatiivinen)

ktub = Ekvivalentti käytettävissä oleva tulo.

Taulukko 10a. Gini-indeksin dekomponointi. Shapleyn suhteellinen osuus. Tuloerien absoluuttisten gini-osuuksien summa ja gini laskettuna ekvivalentista käytettävissä olevasta tulosta (ktub). Painokerroin $y_{kor} \cdot j_{asenia}$.

	Tutkimusasetelma				Erotukset	
	1	2	7	8	2 1	8 7
ktuotekb	0.874	0.868	0.948	0.944	-0.006	-0.004
ksaatucb	0.127	0.129	0.044	0.043	0.002	-0.002
ttansb	-0.001	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001
ttperb	0.000	0.003	-0.001	0.001	0.003	0.002
astuetb	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000
htoimtub	0.012	0.013	0.016	0.016	0.000	0.001
kmakstnb	-0.012	-0.013	-0.008	-0.006	-0.001	0.002
Summa	100 %	100 %	100 %	100 %	0.000	0.000
Gini abs.summa	0.2717	0.2480	0.2704	0.2491		
Gini ktub	0.2717	0.2480	0.2703	0.2491		

Gini-indeksissä tapahtui ylipäättään vain pieniä muutoksia (vrt. taulukko 8a), ja siksi erot tulolajeittain suhteellisissa Shapley-arvossa näkyvät melko selkeästi. Toinen vaihtoehto on esittää erot suoraan gini-indeksissä absoluuttisesti, eli purkamalla itse indeksin arvo eri tuloerien vaikutuksina, joita summaamalla voidaan tuottaa itse indeksi (eli taulukon rivi ”Gini abs.summa”).

Taulukon 10a kaksi alinta riviä on sen tarkistamiseksi, laskeeko DASP-ohjelma tuloerien eriarvoisuuden oikein (ongelmaa voi tuottaa ainakin negatiivinen verotusmuuttuja kmakstnb, mutta muissakin muuttujan negatiiviset ja nolla-arvot). Sitä verrataan muuttujaan, joka on laskettu aineistoon näistä tuloeristä (eli ktub), ja siitä laskettuun gini-kertoimeen. Vertailu antaa tuloksen, joka on lähes identtinen. Tämän mukaan DASP-ohjelman Shapley-analyysi näyttää toimivan odotetusti ginin suhteen.

Gini-indeksin kannalta suuri muutos on taulukko 10a mukaan tapahtunut tuotantotekijätulon, eli markkinatulon roolissa. Vuonna 2012 tuotantotekijätulot määräävät enemmän ginin arvossa kuin vuonna 2006, myös saatujen tulonsiirtojen rooli on vähentynyt alle puoleen vuoden 2006 aikaisesta arvostaan.

Hieman yllättävä tulos on toimeentulotuen ja verotuksen lakimuutoksen näkymättömyys gini-kertoimessa. Tämän takia tehtiin vastaava analyysi Theil-kertoimelle (taulukko 10b), ja odotuksena on jonkinlainen näkyvyys.

Lakimuutoksen vaikutusta ginikertoimen arvoon on kuitenkin vaikea nähdä suhteellisista Shapley-arvoista, koska lakimuutoksen jälkeenkin kyse on 100 prosentista tuolloin aikaansaadusta Ginin arvosta. Lakimuutos ei siis tuonut tulopaketin rakenteeseen muutosta. Suurin rakenteellinen muutos gini-kertoimen suhteen on tapahtunut itse vuosien 2006 ja 2012 välillä. Näyttää siltä, että aineistot ovat myös laadullisesti erilaisia.

Eriarvoisuus syntyy vuonna 2012 enemmän markkinatulojen kautta kuin vuonna 2006. Lakimuutoksella ei ollut edes verotuksessa merkitystä, niin pieni se lopulta oli gini-indeksissä.

Harjoitettu politiikka on siis muuttunut näiden vuosien välillä markkinatulojen suuntaan, tai vähintäänkin markkinat ovat ottaneet valtaa – sitä, kuinka tietoisien politiikan teon seurausta tämä on ollut, ei taulukko 10 paljasta.

Vertailun vuoksi tulostetaan Theil-indeksin suhteen sama kuin yllä tehtiin Gini-indeksin suhteen taulukossa 10a. Tässä on se ongelma, että muuttuja ”verot” (kmakstnb) on negatiivinen, eikä siitä voi sinällään ottaa logaritmia, mikä on olennainen osa Theil-kertoimen kaavaa (Bellù ja Liberati 2006a). On epävarmaa, näyttäytyykö tämä ongelmana käytettäessä DASP-ohjelmaa. Sastre ja Trannoy (2002) ovat tutkineet tulopaketin käyttäytymistä Shapley-analyysissä. He ottivat verotuksen mukaan, eivätkä nähneet siinä ylittämätöntä ongelmaa. Ongelma johtuu itse Shapley-menetelmästä, jossa eri tuloeria yhdistetään, ja jotkut osajoukot voivat toimia epäloogisesti in-

deksiä laskettaessa. Ongelmana on löytää eroja synnyttävät muuttujien kombinaatiot. Tässä ei mennä siihen. Sen sijaan tulostetaan tulopaketin summan, eli käytettävissä olevan tulon Theil-kerroin, jonka pitäisi olla sama kuin tulopaketin Theil-kerroin. Se tehdään taulukossa 10b. Tämä on varokeino, jotta mahdollinen ongelma tulisi esiin.

Voimme huomata, että Theil-kerroin on vuonna 2006 (asetelmat 1 ja 2) sama kuin tulopaketin kautta laskettuna, eli ongelmaa ei ole. Mutta vuonna 2012 on. Kun tekee tulopaketin uudelleen, niin voidaan huomata, että käytettävissä oleva tulo ei ole vuonna 2012 aina positiivinen, mutta vuonna 2006 on. Tämä johtuu verotuksesta. Tässä lienee syy pieneen eroon vuoden 2012 Theil-kertoimessa. Itse Shapley-arvojen muodostamisessa verotus (se on aina negatiivista jos veroja maksetaan) ei tuota ongelmaa; sen todistaa vuoden 2006 aineisto.

Taulukko 10b. Theil-indeksin dekomponointi. Shapley suhteellinen osuus. Painokerroin ykor*jasenia.

	Tutkimusasetelma				Erotukset	
	1	2	7	8	2_1	8_7
ktuotekb	1.409	0.742	2.405	1.770	-0.667	-0.634
ksaatucb	-0.109	-0.183	-0.024	-0.110	-0.074	-0.086
ttansb	-0.006	0.016	-0.143	-0.163	0.022	-0.020
ttperb	-0.155	-0.136	-0.182	-0.198	0.019	-0.016
astuetb	-0.253	-0.216	-0.212	-0.178	0.037	0.034
htoimtub	-0.138	-0.387	-0.216	-0.658	-0.249	-0.442
kmakstnb	0.252	1.163	-0.629	0.536	0.911	1.165
Summa	100 %	100 %	100 %	100 %	0.000	0.000
Theil absol.summa	0.1570	0.1264	0.1584	0.1256		
Theil ktub	0.1570	0.1264	0.1573	0.1244		

Taulukon 10a vertailu taulukkoon 10b osoittaa, että nämä eriarvoisuusindeksit ovat erilaisia. Gini-indeksi vaikuttaa konservatiivisemmalta kuin Theil-indeksi. Tulonsiirrot (kaikki muut kuin tuotannontekijätulot ja verot) alentavat Theil-indeksiä yleisesti ottaen. Poikkeus tapahtuu vuonna 2012, kun lakimuutosta ei ole tehty (tutkimusasetelma 7), jonka mukaan verot myös alentavat eriarvoisuutta. Samalla tapahtuu tuotannontekijätulojen kohdalla voimakasta nousua – ilmeisesti nämä kompensoivat jotenkin toisiaan, koska ”Theil-indeksin absoluuttinen summa” -rivillä ei tapahdu suurta muutosta. Näiden johdosta laskettiin myös lainmuutoksista johtuvat erotukset. Nämä selventävät hieman asiaa, ja nyt lainmuutos näyttäytyy melko yhtenäiseltä vuosien 2006 ja 2012 välillä, eli sarakkeissa 2_1 ja 8_7. Ongelma paljastui siten näennäiseksi ja johtui suhteellisista Theil-kertoimista, eli eri tuloerien suhteellinen rooli oli muuttunut vuonna 2012, ja se heijastui kertoimissa. Toimeentulotuen rooli lainmuutoksessa, eli nostettaessa toimeentulotuen tasoa, on sekä 2006 että 2012 selvästi eriarvoisuutta vähentävä. Myös verotuksen vaikutus on selkeästi eriarvoisuutta lisäävä (tai oikeasti vähentävä koska verotusmuutuja on negatiivinen). Theil-indeksi näyttää tässä voimansa, koska se löytää lakimuutoksen ytimen, eli toimeentulotuen ja verotuksen muutoksen vaikutuksen eriarvoisuuteen. Tätä huomiota ei voi Gini-tilaukosta (taulukko 10a) tehdä, koska muutokset sarakkeissa 2_1 ja 8_7 ovat niin pieniä.

Taulukkoon 11 on laskettu tulopaketti FGT(1)-indeksin suhteen. Suurin muutos tapahtuu FGT-indeksin rakenteessa vuosien 2006 ja 2012 välillä. Tuotantotekijätulot voimistavat otettaan ja saadut muut tulonsiirrot menettävät sitä. Lakimuutoksesta toimeentulotuen (muutuja htoimtub) rooli kuitenkin nousee yhtä voimakkaasti vuosina 2006 ja 2012 – tämä on luonnollista, sillä juuri toimeentulotukeen tämä köyhyyspoliittinen ohjelma teki parannuksia. Prosentuaalisesti ilmaisten lainmuutos muutti toimeentulotuen vaikutusta köyhyysindeksissä 133 prosenttia ja verotuksen vain 4 prosenttia laskettuna vuoden 2012 luvuista (vuoden 2006 luvuilla luvut ovat 237 ja 6 prosenttia). Erot voivat johtua köyhyysohjelman tehokkuudesta eri vuosina, tai sitten käytetyt mallit laskevat hieman eri lailla toimeentulotukea.

Taulukko 11. FGT(1) indeksin dekomponointi. Shap-
leyn suhteellinen osuus. Painokerroin ykor*jäsenia.

	Tutkimusasetelma			
	1	2	7	8
ktuotekb	0.974	0.990	1.242	1.254
ksaatucb	0.345	0.336	0.173	0.171
ttansb	0.027	0.027	0.031	0.030
ttperb	0.020	0.018	0.015	0.014
astuetb	0.016	0.014	0.014	0.012
htointub	0.009	0.031	0.012	0.028
kmakstnb	-0.392	-0.415	-0.487	-0.509
Summa	100 %	100 %	100 %	100 %

Köyhyyden analyysin kannalta tuotantotulojen merkityksen kasvu on suuri. Toimeentulotuen – ennen lainmuutosta – merkitys on pieni. Malli laskee toimeentulotukea kaikille siihen oikeutetuille, ja vajaakäytön ongelmaa ei ole. Köyhyttä vähentävät ohjelmat nostavat selkeästi toimeentulotuen roolia köyhyyden suhteen molempina vuosina.

Köyhyystutkimuksen kannalta voidaan vetää johtopäätös, että siinä tulisi käyttää aitoja ja uusia aineistoja – tulisi välttää ennustamista. Ennustamista mikrosimulointimalleilla kuitenkin tehdään EU:ssa enenevässä määrin, esim. Rastrigina (2015) ennusti Suomen osalta korkeampaa köyhyysastetta vuonna 2012 kuin aineistosta (EUSILC 2012) ennustamatta saadaan (Ragistina 2015, Figure 1a)¹¹.

Taulukot 12a–15b ovat rakenteeltaan samanlaisia, a tarkoittaa absoluuttisia¹² Shapley-arvoja, ja b laskelmaa, jossa absoluuttiset arvot on muutettu ensin suhteellisiksi ja sitten jaettu väestöluokan suhteellisella osuudella. Taulukoiden b-osa pyörii 100 %:n ympärillä, missä 100 % viittaa keskimääräiseen köyhyYTEEN. Sarakkeita 2 ja 8 ei ole aina kirjoitettu näkyviin, ja syy on huomion kiinnittäminen ajassa tapahtuneeseen muutokseen. Sarake 1 tarkoittaa jakaumaa vuoden 2006 simulaatioaineistosta, mallina on SOMA. Sarake 2 sisältää SOMA-mallilla lainmuutoksen tuloksena syntyvästä aineistosta ajettua jakaumaa väestöryhmittäin. Sarakkeet 7 ja 8 ovat muutoin samalla tavalla, paitsi nyt malli on SISU ja aineistovuosi 2012. Sarake 7–1 on sarakkeen 7 ja 1 erotus, eli se kertoo, miten tilanne on muuttunut vuodesta 2006 vuoteen 2012. Sarake 2–1 on sarakkeiden 2 ja 1 erotus, eli se kertoo, miten lainmuutos on vaikuttanut vuonna 2006. Sarake 8–7 kertoo saman vuoden 2012 suhteen. Luottamusvälejä ei laskettu, mikä vaikeuttaa tulkintaa, joka nyt perustuu keskimääräisiin lukuihin.

Taulukossa 12a on köyhyysindeksi jaettu kotitalouden elinvaihemuuttujan avulla osiin. Voimme nähdä, miten eri kotitalouksien köyhyys on kehittynyt, ja tulisi lainmuutoksen kautta kehittymään.

Köyhyys (rivi FGT(1)) on kaikkiaan noussut 20 prosenttia vuodesta 2006 vuoteen 2012. Jos lainmuutos olisi tehty vuonna 2006, köyhyys olisi ollut sen seurauksena 62 prosenttia alempi. Jos muutos olisi tehty vuoden 2012 lainsäädäntöön, niin köyhyys olisi ollut 57 prosenttia alempi. Näin ollen köyhyyden vähentäminen on yhä akuutimpaa, ja tässä on esitetty yksi tehokas tapa alentaa sitä.

¹¹ Tätä ei pidä ottaa ko. tutkimuksen pätevänä kritiikkinä, vaan pikemminkin huomiona. Selvää on, että tällaiset ennusteet vaativat hyvää perustelua.

¹² Absoluuttinen indeksin arvo tarkoittaa tässä dekomponenttianalyysin yhteydessä laskettua indeksin arvoa, jossa koko muuttujan absoluuttisen indeksin arvo on osatekijöiden summa. On mahdollista laskea indeksin arvo osatekijöittäin toisistaan riippumatta, niin saadaan toinen absoluuttinen indeksi-luku; tällöin osatekijöiden indeksien summa ei yleensä ole sama kuin käytettävän muuttujan indeksin arvo. Esimerkiksi taulukoissa 10a ja 10b summa on sama kuin osien summa, mikä johtuu siitä, että käytettävissä olevien tulojen osien summa on havaintotasolla sama kuin käytettävissä oleva tulo. Jos halutaan absoluuttinen indeksi väestöryhmittäin esimerkiksi FGT(1) indeksistä, niin silloin köyhyysraja lasketaan koko tulomuuttujasta, ja samaa köyhyysrajaa käytetään kaikissa väestöryhmissä. Shapley-analyysi on tapa laskea indeksi, ja silloin osatekijöiden osuus saadaan toisistaan riippuvana.

Sarake varsinaisessa taulukossa, eli sarakkeissa 1,2,7 ja 8, muodostuu eri väestöryhmien osuudesta absoluuttisesti sarakkeen FGT(1) kokonaisköyhyydestä, eli niiden summa on sarakkeen kokonaisköyhyys. Solussa oleva köyhyysluku on absoluuttinen, joten pieni köyhyysluku voi johtua myös luokan pienestä väestöosuudesta. Taulukossa 12b on esitetty suhteelliset Shapley-arvot suhteessa väestön osuuteen kussakin luokassa – alle 100 tarkoittaa keskimääräistä alemmaa köyhyyttä ja yli 100 keskimääräistä suurempaa köyhyyttä. Sarakkeet 2 ja 8 taulukoissa 12a ja 12b esittävät köyhyyden tilanteessa, jossa köyhyyttä alentava ohjelma, eli lakimuutos, on toteutettu. Molemmissa taulukoissa suurin köyhyyttä kantava ryhmä molempina vuosina on ”yksinäiset alle 25-vuotiaat”, vaikka taulukon 12a sarakkeen 7–1 mukaan köyhyys on tässä väestöluokassa hieman laskenut vuonna 2012.

Köyhyys oli vuonna 2006 suurinta yksinäistalouksissa, joiden viitehenkilön ikä oli alle 35 vuotta tai yli 55 vuotta, sekä myös pareilla, joiden lapset olivat alle ja yli 18-vuotiaita. Yksinhuoltajien köyhyys oli lievempää.

Sen sijaan vuonna 2012 yksinhuoltajien (muuttujan koodi 20) köyhyys oli yli 119 prosenttia suurempaa (indeksin arvo 0.0033). Taulukosta 12b laskien nousu olisi 169 prosenttia, eli yksinhuoltajia on myös tullut lisää vuonna 2012. Tämän kotitaloustyyppin köyhyyttä suurempaa köyhyyttä oli vuonna 2012 kaikilla yksinäisillä mitattuna sekä suhteellisella että absoluuttisella Shapley-arvoilla.

Vuonna 2012 köyhyys oli kasvanut eniten lapsettomilla pareilla, kun viitemiehen ikä oli 35–64 vuotta. Sama pätee molemmista taulukoista 12a ja 12b katsoen.

Lainmuutos näyttää kohdistuvan suurimman köyhyyden kokeneille kotitalouksille, eli yksinäisille poistaen köyhyyden lähes kokonaan. Sen sijaan edellä mainituissa perheissä (koodi 33–35) köyhyys ei lainmuutoksen johdosta laske, koska toimeentulotuen normien nosto ei tapahtunut kahden tai useamman aikuisen perheissä. Taulukossa 12b suhteelliset osuudet sarakkeissa 2 ja 8 osoittavat, miten köyhyys jakautuu sen jälkeen, kun lakimuutos on tapahtunut. Lainmuutoksen jälkeen köyhyys on suurinta lapsettomilla pareilla, joissa päämiehen ikä on alle 25 vuotta (koodi 31), näin on sekä vuonna 2006 että 2012. Hieman yllättävä tulos on sarakkeessa 8 koodissa 83, eli yksinhuoltajan kohdalla, jolla on yli 18-vuotiaita lapsia – lakimuutos ei vaikuta köyhyyteen, koska se on edelleen korkealla; taulukon 12a, eli absoluuttisen FGT(1) -indeksin, mukaan vaikutusta olisi. Tätä on hankalaa tutkia, täytyisi analysoida kotitalouksittain koko luokka, jotta syy selviäisi. Yksi mahdollinen syy on siinä, että lapset ovat yli 18-vuotiaita, ja ainakin osaa kohdellaan toimeentulotuen laskennassa omana kotitaloutena. Jos näin on, niin SISU-mallin johdosta elinvaihe-muuttuja olisi määriteltävä uudelleen ja mahdollisesti tehtävä pysyvä muutos itse vuoden 2012 palveluaineistoon (myös rekisteriaineistoon).

Köyhyyttä poistavan ohjelman etsiminen optimoinnin avulla olisi paikallaan myös vuoden 2012 aineiston suhteen, ehkä uusi köyhyyttä poistava ohjelma olisi kohdistunut myös tälle perhetyypille. Nyt ohjelma ei poistanut kuin yksinhuoltajan kohonnutta köyhyyttä.

Taulukoissa 13a ja 13b otetaan muuttujaksi sosio-ekonominen luokka. Suurin köyhyysryhmä vuonna 2006 oli opiskelijat, sitten työttömät ja eläkeläiset. Järjestys vaihtui vuonna 2012, eli työttömistä tuli suurin, sitten eläkeläiset ja kolmanneksi opiskelijat. Uutena köyhyysluokkana nousi ylemmät toimihenkilöt vuonna 2012, mutta kaikin suurin muutos tapahtui työntekijöiden luokassa ollen vuonna 2012 edelleen alhaista. Työttömien köyhyys kasvoi toiseksi eniten.

Lainmuutos tulisi vähentämään köyhyyttä suuren köyhyyden luokissa kaikkein eniten.

Taulukoissa 14a ja 14b ovat kohteena kotitalouden viitemiehen iän mukaan tehdyt luokat. Taulukko 14a esittää köyhyyden eri ikäryhmissä absoluuttisesti, ja taulukossa 14b sama köyhyys on esitetty suhteellisesti ikäryhmien väestöosuuksien suhteessa. Vuonna 2006 köyhyys oli absoluuttisesti ja suhteellisesti suurinta alle 25-vuotiaiden ryhmässä; ikä tarkoittaa kotitalouden päämiehen ikää, samoin vuonna 2012, mutta ei aivan yhtä voimakkaasti. Sarake 7–1 taulukosta 14a esittää, mitä kuudessa vuodessa oli tapahtunut köyhyydelle iän suhteen: ikäryhmästä 55–64 lähtien ovat kaikki voimakkaasti köyhtyneet. Sama on tapahtunut myös suhteellisesti (taulukko 14b, sarakkeet 7 ja 8), mutta ei yli 65-vuotiaiden kohdalla.

Taulukoissa 15a ja 15b on esitetty köyhyyden jakauma maakunnittain:

1) Uusimaa, Kanta-Häme, Pohjanmaa ja Keski-Pohjanmaa ovat maakuntia, joissa köyhyys on pysyvästi alle 100 prosenttia (taulukko 15b, sarakkeet 1 ja 7), eli alle keskimääräisen tason, kun väestön määrä on vakioitu.

- 2) Varsinais-Suomi, Päijät-Häme, Keski-Suomi ja Kainuu ovat maakuntia, joissa köyhyys laskee alle 100 prosentin.
- 3) Kymenlaaksossa, Etelä-Karjalassa, Etelä-Savossa ja Etelä-Pohjanmaalla köyhyys kasvaa vuonna 2012 yli 100 prosentin.
- 4) Satakunta, Pirkanmaa, Pohjois-Savo, Pohjois-Karjala, Pohjois-Pohjanmaa ja Lappi ovat maakuntia, joissa köyhyys on pysyvästi yli 100 prosenttia. eli yli maan keskiarvon molempina vuosina.

Absoluuttisesti eniten köyhyyttä on Uudellamaalla, Pirkanmaalla ja Varsinais-Suomessa molempina vuosina, ja vuonna 2012 lisäksi Pohjois-Pohjanmaalla ja Pohjois-Savossa. Köyhyyden määrä on suurinta, jos väestöä on paljon, mikä selittää näitä lukuja. Kun otetaan väestömäärä huomioon, suhteellisesti suurinta köyhyys on Pohjois-Karjalassa, Pohjois-Savossa ja Pohjois-Pohjanmaalla. Vuosien 2006 ja 2012 suhteen suhteellinen köyhyys vaihtelee melkoisesti alueittain.

Taulukon 15a mukaan lainmuutos (sarakkeet 2–1 ja 8–7) synnyttää suurinta laskua köyhyydessä vuonna 2006 Varsinais-Suomessa, Kanta-Hämeessä, Etelä-Karjalassa, Keski-Suomessa, Etelä-Pohjanmaalla ja Kainuussa. Vuonna 2012 köyhyys laski eniten Lapissa, Kanta-Hämeessä, Etelä-Savossa, Keski-Suomessa ja Pohjois-Karjalassa. Lainmuutos on kaikkien muiden maakuntien kuin Keski-Pohjanmaan kohdalla köyhyyttä alentava molempina vuosina. Keski-Pohjanmaan absoluuttinen köyhyys on kuitenkin kaikkein pienin maakuntien joukossa. Vuonna 2006 keskimääräinen alenema oli 62 % ja 57 % vuonna 2012.

Kaikkien kohdalla köyhyys nousi keskimäärin 20 % vuodesta 2006 vuoteen 2012. Taulukon 15a sarakkeessa 7–1, eli muutos (lisäys) absoluuttisessa köyhyydessä vuodesta 2006 vuoteen 2012 oli suurin Etelä-Pohjanmaalla, Pohjois-Pohjanmaalla ja Pohjois-Savossa. Prosentti voi olla suuri sen johdosta, että lähtövuonna köyhyys oli alhaista, kuten se Etelä-Pohjanmaalla ja Pohjois-Pohjanmaalla oli. Pohjois-Savossa se oli hieman korkeampi.

Maakunnittaiset FGT(1)-indeksin luottamusvälit ovat osin melko suuria (Liitekuvio 5; tässä luottamusväli on laskettu FGT(1)-arvolle maakunnittain käyttäen yhtenäistä köyhyysrajaa¹³ – ei Shapley-absoluuttiselle arvolle), joten maakunnittainen keskiarvojen vertailu on turhaa monen maakunnan kohdalla. Tämä ei johdu muusta kuin otosaineiston pienestä koosta maakunnittain. Liitekuvio 6, jossa havaintoja on huomattavasti enemmän, selkeyttää tilannetta, ja nyt on kyse rekisteriaineistosta lasketusta FGT(1)-indeksistä maakunnittain, Ahvenanmaa eriytettyinä. Liitekuvioista 7 näemme, mitä lainmuutos vaikuttaa köyhyyteen maakunnittain rekisteriaineiston mukaan. Tarkasteltava lainmuutos vähentää köyhyyden kaikissa maakunnissa lähes puoleen.

¹³ Tässä on käytetty STATA/DASP-ohjelman ifgt-funktiota yhtenäisellä köyhyysrajalla maakunnittain.

Taulukko 12a. FGT(1)-indeksin dekomponointi elivtu-muuttujan suhteen. Shapley-arvo absoluuttinen. Painokerroin ykor*jasenia.

elivtu	Kotitalouden elinvaihe	Tutkimusasetelma				Muutos-%		
		1	2	7	8	7-1	2-1	8-7
11	11 – yksinäiset henkilöt, ikä alle 25 vuotta	0.00192	0.00034	0.00131	0.00016	-32 %	-82 %	-87 %
12	12 – yksinäiset henkilöt, ikä 25–34 vuotta	0.00099	0.00001	0.00077	0.00000	-22 %	-99 %	-100 %
13	13 – yksinäiset henkilöt, ikä 35–44 vuotta	0.00040	0.00000	0.00055	0.00002	37 %	-100 %	-97 %
14	14 – yksinäiset henkilöt, ikä 45–54 vuotta	0.00052	0.00000	0.00077	0.00003	49 %	-100 %	-96 %
15	15 – yksinäiset henkilöt, ikä 55–64 vuotta	0.00046	0.00001	0.00109	0.00005	138 %	-98 %	-95 %
16	16 – yksinäiset henkilöt, ikä 65 tai enemmän	0.00032	0.00000	0.00077	0.00020	144 %	-100 %	-74 %
20	20 – yksinhuoltajat	0.00027	0.00000	0.00033	0.00004	22 %	-100 %	-89 %
31	31 – lapsettomat parit, viitehlön ikä < 25 vuotta	0.00044	0.00043	0.00041	0.00039	-6 %	0 %	-4 %
32	32 – lapsettomat parit, viitehlön ikä 25–34 vuotta	0.00028	0.00027	0.00021	0.00020	-23 %	-2 %	-4 %
33	33 – lapsettomat parit, viitehlön ikä 35–44 vuotta	0.00008	0.00008	0.00012	0.00012	58 %	-3 %	-2 %
34	34 – lapsettomat parit, viitehlön ikä 45–54 vuotta	0.00011	0.00011	0.00048	0.00048	317 %	-3 %	0 %
35	35 – lapsettomat parit, viitehlön ikä 55–64 vuotta	0.00004	0.00004	0.00051	0.00051	1048 %	0 %	0 %
36	36 – lapsettomat parit, viitehlön ikä > 65 vuotta	0.00002	0.00002	0.00010	0.00011	368 %	0 %	5 %
40	40 – parit, kaikki lapset alle 7-vuotiaita	0.00051	0.00050	0.00044	0.00042	-13 %	-2 %	-4 %
50	50 – parit, nuorin lapsi alle 7-vuotias, yksi tai us. vähintään 7-vuotias	0.00033	0.00032	0.00025	0.00024	-25 %	-3 %	-2 %
60	60 – parit, nuorin lapsi 7–12-vuotias	0.00010	0.00011	0.00017	0.00019	67 %	5 %	9 %
70	70 – parit, nuorin lapsi 13–17-vuotias	0.00018	0.00017	0.00016	0.00015	-7 %	-1 %	-9 %
81	81 – parit, joiden kaikki lapset yli 18-vuotiaita	0.00005	0.00005	0.00011	0.00011	134 %	-2 %	0 %
82	82 – parit, joilla sekä alle 18-vuotiaita että yli 18-vuotiaita lapsia	0.00054	0.00053	0.00041	0.00040	-23 %	-1 %	-4 %
83	83 – yksinhuoltajat, joilla yli 18-vuotiaita lapsia	0.00012	0.00000	0.00031	0.00014	167 %	-100 %	-55 %
84	84 – yksinhuoltajat, joilla sekä yli 18-vuotiaita että alle 18-vuotiaita lapsia	0.00009	0.00000	0.00016	0.00006	88 %	-98 %	-62 %
90	90 – taloudet, joita ei ole luokiteltu kotielinvaiheisiin 11–84	0.00021	0.00003	0.00015	0.00014	-31 %	-87 %	-2 %
FGT(1) yhteensä		0.00796	0.00301	0.00959	0.00416	20 %	-62 %	-57 %

Taulukko 12b. FGT(1)-indeksin komponointi elivtu-muuttujan suhteen. Shapleyn suhteellinen osuus suhteessa väestöosuuteen. Painokerroin ykor*jasenia.

elivtu	Kotitalouden elinvaihe	Tutkimusasetelma				Väestöosuudet	
		1	2	7	8	1	7
11	11 – yksinäiset henkilöt, ikä alle 25 vuotta	1295 %	604 %	828 %	239.7 %	1.9 %	1.6 %
12	12 – yksinäiset henkilöt, ikä 25–34 vuotta	486 %	6 %	315 %	1.2 %	2.6 %	2.6 %
13	13 – yksinäiset henkilöt, ikä 35–44 vuotta	263 %	0 %	301 %	21.7 %	1.9 %	1.9 %
14	14 – yksinäiset henkilöt, ikä 45–54 vuotta	254 %	2 %	327 %	32.7 %	2.6 %	2.5 %
15	15 – yksinäiset henkilöt, ikä 55–64 vuotta	178 %	11 %	314 %	35.2 %	3.2 %	3.6 %
16	16 – yksinäiset henkilöt, ikä 65 tai enemmän	66 %	0 %	109 %	64.9 %	6.1 %	7.4 %
20	20 – yksinhuoltajat	80 %	0 %	90 %	22.5 %	4.2 %	3.9 %
31	31 – lapsettomat parit, viitehlön ikä < 25 vuotta	275 %	724 %	189 %	420.6 %	2.0 %	2.2 %
32	32 – lapsettomat parit, viitehlön ikä 25–34 vuotta	84 %	217 %	49 %	109.8 %	4.1 %	4.5 %
33	33 – lapsettomat parit, viitehlön ikä 35–44 vuotta	50 %	129 %	75 %	168.2 %	1.9 %	1.7 %
34	34 – lapsettomat parit, viitehlön ikä 45–54 vuotta	37 %	95 %	135 %	313.3 %	3.9 %	3.7 %
35	35 – lapsettomat parit, viitehlön ikä 55–64 vuotta	7 %	19 %	65 %	150.5 %	7.9 %	8.1 %
36	36 – lapsettomat parit, viitehlön ikä > 65 vuotta	3 %	9 %	11 %	26.4 %	8.3 %	9.9 %
40	40 – parit, kaikki lapset alle 7-vuotiaita	64 %	166 %	42 %	92.3 %	9.9 %	11.0 %
50	50 – parit, nuorin lapsi alle 7-vuotias, yksi tai us. vähintään 7-vuotias	46 %	119 %	32 %	71.8 %	8.9 %	8.1 %
60	60 – parit, nuorin lapsi 7–12-vuotias	15 %	40 %	22 %	56.3 %	8.8 %	7.9 %
70	70 – parit, nuorin lapsi 13–17-vuotias	44 %	115 %	39 %	83.1 %	5.0 %	4.3 %
81	81 – parit, joiden kaikki lapset yli 18-vuotiaita	11 %	28 %	23 %	51.9 %	5.5 %	5.1 %
82	82 – parit, joilla sekä alle 18-vuotiaita että yli 18-vuotiaita lapsia	118 %	307 %	78 %	172.6 %	5.7 %	5.5 %
83	83 – yksinhuoltajat, joilla yli 18-vuotiaita lapsia	65 %	0 %	176 %	182.0 %	2.3 %	1.9 %
84	84 – yksinhuoltajat, joilla sekä yli 18-vuotiaita että alle 18-vuotiaita lapsia	130 %	10 %	163 %	144.2 %	0.8 %	1.0 %
90	90 – taloudet, joita ei ole luokiteltu kotielinvalheisiin 11–84	109 %	37 %	89 %	199.1 %	2.4 %	1.7 %
						100%	100 %

Taulukko 13a. FGT(1)-indeksin komponointi sosioekonomisen luokan suhteen. Shapleyn absoluuttinen osuus. Painokerroin ykor*jasenia.

Sosioekonominen asema	Tutkimusasetelma				Muutos-%		
	1	2	7	8	7-1	2-1	8-7
1 Maatalousyrittäjät	0.00024	0.00019	0.00033	0.00020	39 %	-19 %	-38 %
2 Muut yrittäjät	0.00052	0.00038	0.00082	0.00043	56 %	-28 %	-48 %
3 Ylemmät toimihenkilöt	0.00001	0.00000	0.00053	0.00051	10420 %	-20 %	-2 %
4 Alemmat toimihenkilöt	0.00022	0.00017	0.00013	0.00009	-38 %	-19 %	-30 %
5 Työntekijät	0.00023	0.00010	0.00023	0.00016	-2 %	-58 %	-29 %
6 Opiskelijat	0.00275	0.00086	0.00176	0.00058	-36 %	-69 %	-67 %
7 Eläkeläiset	0.00087	0.00014	0.00211	0.00089	142 %	-84 %	-58 %
8 Muut	0.00067	0.00036	0.00067	0.00037	1 %	-45 %	-46 %
9 Työttömät	0.00247	0.00080	0.00301	0.00093	22 %	-68 %	-69 %
FGT(1)	0.00796	0.00301	0.00959	0.00416	20 %	-62 %	-57 %

Taulukko 13b. FGT(1)-indeksin komponointi sosioekonomisen luokan suhteen. Shapleyn suhteellinen osuus suhteessa väestöosuuteen. Painokerroin ykor*jasenia.

Sosioekonominen luokka	Tutkimusasetelma				Väestöosuudet	
	1	2	7	8	1	7
1 Maatalousyrittäjät	118 %	255 %	179 %	254 %	3 %	2 %
2 Muut yrittäjät	88 %	168 %	119 %	144 %	7 %	7 %
3 Ylemmät toimihenkilöt	0 %	1 %	25 %	56 %	21 %	22 %
4 Alemmat toimihenkilöt	16 %	34 %	7 %	12 %	17 %	19 %
5 Työntekijät	13 %	14 %	12 %	20 %	23 %	19 %
6 Opiskelijat	1680 %	1396 %	689 %	518 %	2 %	3 %
7 Eläkeläiset	51 %	21 %	94 %	92 %	21 %	23 %
8 Muut	649 %	937 %	623 %	780 %	1 %	1 %
9 Työttömät	765 %	657 %	833 %	590 %	4 %	4 %
					100 %	100 %

Taulukko 14a. FGT(1)-indeksin komponointi päämiehen iän suhteen. Shapleyn absoluuttinen osuus. Painokerroin ykor*jasenia.

Päämiehen ikä	Tutkimusasetelma				Muutos-%		
	1	2	7	8	7-1	2-1	8-7
1 alle 25 vuotta	0.00284	0.00106	0.00191	0.00071	-33 %	-63 %	-63 %
2 25–34 vuotta	0.00164	0.00055	0.00150	0.00062	-9 %	-67 %	-58 %
3 35–44 vuotta	0.00131	0.00074	0.00120	0.00052	-8 %	-44 %	-57 %
4 45–54 vuotta	0.00119	0.00052	0.00209	0.00111	75 %	-56 %	-47 %
5 55–64 vuotta	0.00061	0.00012	0.00174	0.00068	187 %	-80 %	-61 %
6 65– vuotta	0.00037	0.00002	0.00115	0.00052	210 %	-94 %	-55 %
FGT(1)	0.00796	0.00301	0.00959	0.00416	20 %	-62 %	-57 %

Taulukko 14b. FGT(1)-indeksin komponointi päämiehen iän mukaan. Shapleyn suhteellinen osuus suhteessa väestöosuuteen. Painokerroin ykor*jasenia.

Päämiehen ikä	Tutkimusasetelma				Väestöosuus	
	1	2	7	8	1	7
1 alle 25 vuotta	699 %	694 %	401 %	343 %	5 %	5 %
2 25–34 vuotta	128 %	112 %	92 %	88 %	16 %	17 %
3 35–44 vuotta	67 %	99 %	57 %	57 %	25 %	22 %
4 45–54 vuotta	67 %	77 %	101 %	123 %	22 %	22 %
5 55–64 vuotta	49 %	26 %	115 %	103 %	15 %	16 %
6 65– vuotta	29 %	5 %	64 %	66 %	16 %	19 %
					100 %	100 %

Taulukko 15a. FGT(1)-indeksin dekomponointi maakuntamuuttujan suhteen. Shapleyn absoluuttinen osuus. Painokerroin ykor*jasenia.

Maakunta	Maakunta	Tutkimusasetelma				Muutos-%		
		1	2	7	8	7-1	2-1	8-7
1	Uusimaa + Ahvenanmaa	0.00125	0.00054	0.00146	0.00065	17 %	-57 %	-56 %
2	Varsinais-Suomi	0.00081	0.00026	0.00079	0.00028	-3 %	-68 %	-64 %
4	Satakunta	0.00035	0.00015	0.00053	0.00020	49 %	-58 %	-63 %
5	Kanta-Häme	0.00016	0.00006	0.00025	0.00006	56 %	-66 %	-75 %
6	Pirkanmaa	0.00086	0.00034	0.00119	0.00059	38 %	-61 %	-51 %
7	Päijät-Häme	0.00047	0.00024	0.00027	0.00008	-43 %	-48 %	-69 %
8	Kymenlaakso	0.00022	0.00005	0.00044	0.00020	104 %	-79 %	-55 %
9	Etelä-Karjala	0.00019	0.00006	0.00030	0.00014	55 %	-68 %	-52 %
10	Etelä-Savo	0.00019	0.00012	0.00033	0.00009	74 %	-39 %	-72 %
11	Pohjois-Savo	0.00052	0.00024	0.00079	0.00039	50 %	-55 %	-50 %
12	Pohjois-Karjala	0.00042	0.00014	0.00060	0.00018	43 %	-66 %	-70 %
13	Keski-Suomi	0.00077	0.00029	0.00038	0.00009	-51 %	-63 %	-76 %
14	Etelä-Pohjanmaa	0.00022	0.00006	0.00044	0.00025	102 %	-75 %	-44 %
15	Pohjanmaa	0.00025	0.00006	0.00012	0.00007	-52 %	-74 %	-45 %
16	Keski-Pohjanmaa	0.00008	0.00002	0.00004	0.00005	-46 %	-70 %	9 %
17	Pohjois-Pohjanmaa	0.00067	0.00025	0.00118	0.00072	77 %	-63 %	-39 %
18	Kainuu	0.00022	0.00005	0.00013	0.00006	-43 %	-75 %	-52 %
19	Lappi	0.00029	0.00009	0.00031	0.00004	7 %	-69 %	-87 %
	FGT(1)	0.00796	0.00301	0.00955	0.00415	20 %	-62 %	-57 %

Taulukko 15b. FGT(1)-indeksin komponointi maakuntamuuttujan suhteen. Shapleyn suhteellinen osuus suhteessa väestöosuuteen.

Maakunta	Maakunta	Tutkimusasetelma				Väestöosuus	
		1	2	7	8	1	7
	1 Uusimaa + Ahvenanmaa	57 %	65 %	54 %	55 %	27.7 %	28.5 %
	2 Varsinais-Suomi	119 %	102 %	97 %	80 %	8.6 %	8.5 %
	4 Satakunta	100 %	111 %	129 %	111 %	4.4 %	4.3 %
	5 Kanta-Häme	65 %	60 %	81 %	46 %	3.1 %	3.2 %
	6 Pirkanmaa	119 %	122 %	138 %	157 %	9.1 %	9.0 %
	7 Päijät-Häme	157 %	216 %	69 %	50 %	3.8 %	4.0 %
	8 Kymenlaakso	80 %	44 %	135 %	141 %	3.4 %	3.4 %
	9 Etelä-Karjala	98 %	85 %	133 %	146 %	2.5 %	2.4 %
	10 Etelä-Savo	80 %	129 %	122 %	78 %	3.0 %	2.8 %
	11 Pohjois-Savo	139 %	165 %	183 %	210 %	4.7 %	4.5 %
	12 Pohjois-Karjala	168 %	149 %	203 %	140 %	3.2 %	3.1 %
	13 Keski-Suomi	187 %	185 %	80 %	45 %	5.2 %	5.0 %
	14 Etelä-Pohjanmaa	76 %	51 %	130 %	167 %	3.7 %	3.6 %
	15 Pohjanmaa	94 %	64 %	37 %	47 %	3.3 %	3.3 %
	16 Keski-Pohjanmaa	73 %	58 %	31 %	78 %	1.4 %	1.5 %
	17 Pohjois-Pohjanmaa	115 %	112 %	164 %	231 %	7.3 %	7.5 %
	18 Kainuu	162 %	105 %	88 %	98 %	1.7 %	1.5 %
	19 Lappi	103 %	85 %	101 %	31 %	3.6 %	3.3 %
	FGT(1)	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %

Eriarvoisuuden analysoiminen väestöryhmittäin on hankalaa. Tällöin väestöryhmän rooli tulee kaksinaiseksi, toisaalta väestöryhmässä on sisäistä tulojen eriarvoisuutta (within) ja ulkoista suhteessa toisten ryhmien tuloihin (between). Eri eriarvoisuusindekseissä tämä näkyy eri lailla. Tässä otetaan esimerkki yhdestä ryhmäjaosta, eli sosioekonomisen luokan suhteen jakautuneesta eriarvoisuudesta ja käytetään sekä Gini-indeksiä että Theil-indeksiä. Nämä indeksit tuovat ongelman hyvin esiin. Theil-indeksi on tavallaan parempi, koska residuaalista ”overlap”-luokkaa ei ole, kuten Gini-indeksissä. Within-luokka on väestöryhmittäisten eriarvoisuusindeksien summa molemmissa indekseissä, mutta Theil-indeksissä tämä on suurempi kuin Gini-indeksissä, ja siten painottaa väestöryhmien osuutta eriarvoisuudesta.

Sinänsä indeksien ero johtuu niiden määritelmistä: Gini-indeksi perustuu Lorenz-käyriin, ja lienee mahdotonta tuottaa yhteenlaskettavia käyriä väestöryhmittäin. Theil-indeksi puolestaan perustuu kotitalouksien tuloihin ja ryhmäkohtaisiin keskiarvoihin. Kaavan eri termit voidaan tehdä kotitalouksittain, ja siksi niitä voi summata ryhmittäin (Bellù and Liberati 2006b).

Taulukoissa 16a–16b on esitetty väestöryhmittäin sekä Gini-indeksi että Theil-indeksi. Gini-indeksissä overlap-luokan arvo on paljon suurempi kuin within-luokan arvo, eli ryhmän sisäinen tulojen eriarvoisuus jää piiloon overlap-luokkaan. Theil-indeksissä tätä ongelmaa ei ole, mikä näkyy within-luokan arvojen suuruudessa, etenkin suhteellisissa arvoissa taulukosta 16b. Näin ollen ryhmäkohtaisen eriarvoisuuden mittarina olisi hyvä käyttää Theil-indeksiä.

Väestöryhmittäin tarkastellen eriarvoisuus on ennen lainmuutosta suurinta muiden kuin maatalousyrittäjien keskuudessa, ylemmillä toimihenkilöillä ja eläkeläisillä molempina tutkimusvuosina. Ylemmillä toimihenkilöillä ja eläkeläisillä eriarvoisuus on hieman lisääntynyt vuonna 2012, ja muilla yrittäjillä tuolloin hieman vähentynyt.

Yleisesti tarkastellen lainmuutos on hieman alentanut eriarvoisuutta ryhmien sisällä (taulukko 16a, Theil-osa, within-rivi). Suurinta se on ollut vuonna 2006 muilla yrittäjillä, ja vuonna 2012 ylemmillä toimihenkilöillä.

Maatalousyrittäjillä, alemmilla toimihenkilöillä, työntekijöillä, opiskelijoilla, muilla ja työttömillä eriarvoisuus ei lainmuutoksen johdosta paljoa muuttunut.

Kun lasketaan lainmuutoksen muutosprosentti, Ginistä laskien se on 8–9 % ja Theilistä 20–21 % (taulukosta 16a). Tätä voi verrata köyhyyden muutokseen, joka on 57–62 % (taulukko 13a). Näin ollen lainmuutos on selkeästi köyhyyttä vähentävä ja myös eriarvoisuutta hieman alentava, vuodet eivät toisistaan suuresti poikenneet. Juuri tähän optimoinnit aiemmassa tutkimuksessani pyrkivät (Sallila 2010), siis ensisijaisesti köyhyyden alentamiseen ja toissijaisesti eriarvoisuuden alentamiseen. Simulointimallin muuttaminen SOMA:sta SISU:un ei näytä tulosta muuttavan, koska alun perin SOMA:lla löydetty köyhyyttä vähentävä ohjelma toimii myös SISU:lla. Suurta eroa vaikutuksissa ei tapahdu, ja vähäinen muutos on selitettävissä aineiston muutoksesta.

Taulukko 16a. Absoluuttinen gini- ja theil-indeksi sosioekonomisen luokan suhteen.

	Gini-indeksi				Muutos		
	1	2	7	8	7_1	2_1	8_7
1 Maatalousyrittäjät	0.0002	0.0002	0.0001	0.0001	-0.0001	0.0000	0.0000
2 Muut yrittäjät	0.0034	0.0029	0.0027	0.0023	-0.0007	-0.0005	-0.0004
3 Ylemmät toimihenkilöt	0.0149	0.0141	0.0151	0.0143	0.0002	-0.0008	-0.0008
4 Alemmat toimihenkilöt	0.0049	0.0047	0.0060	0.0058	0.0011	-0.0002	-0.0002
5 Työntekijät	0.0080	0.0079	0.0058	0.0057	-0.0022	-0.0001	-0.0001
6 Opiskelijat	0.0000	0.0000	0.0001	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000
7 Eläkeläiset	0.0084	0.0072	0.0102	0.0089	0.0018	-0.0012	-0.0013
8 Muut	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
9 Työttömät	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
Within	0.0399	0.0371	0.0401	0.0373	0.0002	-0.0028	-0.0028
Between	0.1504	0.1334	0.1419	0.1325	-0.0085	-0.0170	-0.0094
Overlap	0.0861	0.0807	0.0883	0.0793	0.0022	-0.0054	-0.0090
Väestö	0.2764	0.2512	0.2703	0.2491	-0.0061	-0.0252	-0.0212

	Theil-indeksi				Muutos		
	1	2	7	8	7_1	2_1	8_7
1 Maatalousyrittäjät	0.0045	0.0035	0.0036	0.0027	-0.0010	-0.0010	-0.0009
2 Muut yrittäjät	0.0437	0.0323	0.0268	0.0201	-0.0170	-0.0114	-0.0067
3 Ylemmät toimihenkilöt	0.0395	0.0338	0.0466	0.0361	0.0071	-0.0057	-0.0104
4 Alemmat toimihenkilöt	0.0086	0.0079	0.0096	0.0089	0.0011	-0.0006	-0.0007
5 Työntekijät	0.0091	0.0087	0.0084	0.0078	-0.0007	-0.0005	-0.0006
6 Opiskelijat	0.0005	0.0003	0.0005	0.0004	0.0000	-0.0002	-0.0001
7 Eläkeläiset	0.0192	0.0139	0.0236	0.0167	0.0044	-0.0052	-0.0069
8 Muut	0.0010	0.0007	0.0022	0.0014	0.0011	-0.0003	-0.0008
9 Työttömät	0.0012	0.0009	0.0013	0.0009	0.0001	-0.0003	-0.0004
Within	0.1272	0.1020	0.1226	0.0950	-0.0047	-0.0253	-0.0275
Between	0.0386	0.0304	0.0347	0.0293	-0.0040	-0.0082	-0.0053
Väestö	0.1659	0.1324	0.1572	0.1244	-0.0086	-0.0335	-0.0329

Taulukko 16b. Relatiivinen gini- ja theil -indeksi sosioekonomisen luokan suhteen.

	Gini-indeksi				7_1	2_1	8_7
	1	2	7	8			
1 Maatalousyrittäjät	0.0007	0.0007	0.0005	0.0005	-0.0002	0.0000	0.0000
2 Muut yrittäjät	0.0122	0.0114	0.0099	0.0093	-0.0023	-0.0008	-0.0006
3 Ylemmät toimihenkilöt	0.0538	0.0562	0.0557	0.0573	0.0019	0.0024	0.0016
4 Alemmat toimihenkilöt	0.0176	0.0188	0.0222	0.0235	0.0046	0.0012	0.0013
5 Työntekijät	0.0290	0.0313	0.0215	0.0227	-0.0075	0.0023	0.0012
6 Opiskelijat	0.0001	0.0001	0.0002	0.0002	0.0001	0.0000	0.0000
7 Eläkeläiset	0.0304	0.0287	0.0379	0.0357	0.0075	-0.0017	-0.0022
8 Muut	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
9 Työttömät	0.0005	0.0005	0.0005	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000
Within	0.1444	0.1478	0.1485	0.1497	0.0041	0.0034	0.0012
Between	0.5441	0.5310	0.5250	0.5320	-0.0191	-0.0131	0.0070
Overlap	0.3115	0.3213	0.3265	0.3183	0.0150	0.0098	-0.0082
Väestö	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000			

	Theil-indeksi				7_1	2_1	8_7
	1	2	7	8			
1 Maatalousyrittäjät	0.0274	0.0265	0.0229	0.0217	-0.0046	-0.0010	-0.0011
2 Muut yrittäjät	0.2635	0.2439	0.1701	0.1612	-0.0933	-0.0196	-0.0089
3 Ylemmät toimihenkilöt	0.2378	0.2549	0.2963	0.2906	0.0584	0.0171	-0.0057
4 Alemmat toimihenkilöt	0.0516	0.0600	0.0612	0.0716	0.0096	0.0084	0.0105
5 Työntekijät	0.0551	0.0654	0.0535	0.0631	-0.0016	0.0103	0.0096
6 Opiskelijat	0.0028	0.0022	0.0033	0.0032	0.0005	-0.0007	0.0000
7 Eläkeläiset	0.1157	0.1053	0.1502	0.1344	0.0345	-0.0104	-0.0158
8 Muut	0.0062	0.0054	0.0138	0.0110	0.0076	-0.0008	-0.0029
9 Työttömät	0.0070	0.0065	0.0083	0.0073	0.0013	-0.0005	-0.0010
Within	0.7671	0.7701	0.7796	0.7642	0.0125	0.0030	-0.0154
Between	0.2329	0.2299	0.2205	0.2359	-0.0124	-0.0030	0.0154
Väestö	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000			

1.6 Yhteenveto

Tutkimuksen tavoitteena oli toisaalta selvittää, miten eriarvoisuus ja köyhyys ovat muuttuneet kuuden vuoden aikana Suomessa, toisaalta, mitä tuntuva köyhyyden alentamiseen tähtäävä lainmuutos vaikuttaa näiden kahden ajankohdan köyhyyteen ja eriarvoisuuteen. Lakimuutos rahoitettiin kustannus-neutraalisti alentamalla eriarvoisuutta pääomaveron noston muodossa.

Eriarvoisuus määriteltiin Gini- ja Theil -indeksien avulla ja köyhyys FGT(0)- ja FGT(1) -indeksien avulla. Koko väestön tasolla eriarvoisuus (ginillä mitaten) ei laskenut tilastollisesti merkittävästi vuodesta 2006 vuoteen 2012. Sen sijaan lainmuutos vähensi eriarvoisuutta molempina vuosina yhtä paljon, mikä oli tilastollisesti merkitsevä muutos.

Köyhyys FGT(1)-indeksillä puolestaan nousi 20 % vuodesta 2006 vuoteen 2012 koko väestön tasolla. Lainmuutos alensi köyhyyttä noin 60 % molempina vuosina.

Väestöryhmien kannalta eriarvoisuus ja köyhyys vaihtelivat melkoisesti. Lainmuutos sisälsi toimeentulotuen perusnormin korotuksen yhden aikuisen tulonsaajan kotitalouksille, mikä näkyi väestöryhmittäisessä tarkastelussa selkeästi.

Metodisesti saatiin tärkeitä tuloksia. Shapley-metodin käyttö selkeytti tuloksia. Tämä näkyy selvästi eriarvoisuuden kohdalla, kun indeksit dekomponoidaan tulolajeittain. Theil-indeksi osoittautui paremmaksi eriarvoisuuden mittariksi kuin Gini-indeksi. Tulolajeittaisessa dekomponoinnissa Theil-indeksi oli selvästi erottelukykyisempi kuin Gini-indeksi. Väestöryhmittäisessä analyysissä ero paikallistui ”overlay”-luokan kokoon, Theil-indeksin kohdalla tätä luokkaa ei ole, ja ”within”-luokka (väestöluokan sisäinen eriarvoisuus) on huomattavasti suurempi kuin Gini-indeksissä.

Aineistojen ajankohtaisuus on tärkeää; vuosien 2006 ja 2012 tulokset eroavat toisistaan monin kohdin, vaikka tarkasteltaisiin vain suhteellisia tuloksia.

Palveluaineistolla ja rekisteriaineistolla saatavat tulokset poikkeavat toisistaan kaikissa tarkastelluissa tapauksissa. Rekisteriaineiston suuri koko on kuitenkin tärkeä tekijä täsmennettäessä tuloksia. Esimerkiksi maakunnittaiset tulokset saavat vasta rekisteriaineiston käytön myötä tarkkuutta, jota tieteellinen tarkastelu vaatii. Tämän mukaan lainmuutos vaikuttaa melko tasaisesti kaikissa maakunnissa. Täten yllä mainittu 60 %:n alennusvaikutus saa vahvistusta maakunnissa.

1.7 Lähdeluettelo

- Araar, A. and Duclos, J., 2009. An algorithm for computing the Shapley Value. Quebec: PEP and CIRPEE, Université Laval.
- Araar, A. and Duclos, J., 2013. User Manual. DASP version 2.3. DASP: Distributive Analysis Stata Package. Québec: Université Laval, PEP, CIRPÉE and World Bank.
- Atkinson, T., Bourguignon, F.J., O'Donoghue, C., Sutherland, H., Utili, F., 1999. Microsimulation and the Formulation of Policy: A Case Study of Targeting in the European Union. Euromod Working paper 2/99. Microsimulation Unit. Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Atkinson, T., Cantillon, B., Marlier, E. and Nolan, B., 2002. Social Indicators. The EU and Social Inclusion. Oxford: Oxford University Press.
- Bargain, O. and Callan, T., 2010. Analysing the effects of tax-benefit reforms on income distribution: a decomposition approach. *The Journal of Economic Inequality*, 8(1), 1–21.
Tutkijat ottavat kantaa sen puolesta, että mallin parametrien muutosperuste tulisi olla ”wage indexation”.
- Bargain, O., Dolls, M., Immervoll, H., Neumann, D., Peichl, A., Pestel, N. and Siegloch, S., 2013. Partisan Tax Policy and Income Inequality in the U.S., 1979–2007. IZA Discussion paper 7190. Bonn: Institute for the Study of Labor (IZA).
- Bellù, L. G., Liberati, P., 2006a. Describing Income Inequality. Theil Index and Entropy Class Indexes. EASYPol Module 051. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations. FAO.
- Bellù, L. G., Liberati, P., 2006b. Policy Impacts on Inequality. Decomposition of Income Inequality by Subgroups. EASYPol Module 052. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations. FAO.
- Callan, T. and Walsh, J., 2006. Assessing the Impact of Tax/Transfer Policy Changes on Poverty: Methodological Issues and Some European Evidence. EUROMOD Working Paper Series EM1/06. Essex: EUROMOD. Microsimulation Unit. Institute for Social & Economic Research. University of Essex.
Tutkijat ottavat kantaa sen puolesta, että mallin parametrien muutosperuste tulisi olla (wage indexation).
- Chantreuil, F. and Trannoy, A., 2011. Inequality decomposition values: the trade-off between marginality and efficiency. *The Journal of Economic Inequality*, (Published online: 16 December 2011), 1–16.
- Figari F., Paulus, A. and Sutherland, H., 2014. Microsimulation and Policy Analysis. ISER Working Paper Series 23. Colchester: Institute for Social and Economic Research (ISER), University of Essex.
- Foster, J.E., Greer, J. and Thorbecke, E., 2010. The Foster–Greer–Thorbecke (FGT) poverty measures: 25 years later. *Journal of Economic Inequality*, 8(4), 491–524.
- Goedemé, T., Van den Bosch, K., Salanauskaite, L., and Verbist, G., 2013. Testing the Statistical Significance of Microsimulation Results: A Plea. *International Journal of Microsimulation*, 6(3), 50–77.
- Hills, J., Paulus, A., Sutherland, H. and Tasseva, I., 2014. A lost decade? Decomposing the effect of 2001–11 tax-benefit policy changes on the income distribution in EU countries. ImPRovE Discussion Paper 14/03. Antwerp: Herman Deleeck Centre for Social Policy, University of Antwerp.
- Honkanen, P. and Tervola, J., 2014. Vero- ja tulonsiirtojärjestelmän vaikutus tulonjakoon Suomessa 1995–2013. *Yhteiskuntapolitiikka*, 79(3), 306–317.
Tutkijat ottavat kantaa sen puolesta, että mallin parametrien muutosperuste tulisi olla tulonjaon suhteen ansiotasoindeksi.

Honkanen, P. and Tervola, J., 2015. Income distribution and tax-benefit system. Counterfactual simulations with Finnish data. 5th World Congress of the International Microsimulation Association. 2–4 September 2015. Luxembourg.

Kangas, O. and Ritakallio, V., 1998. Social Policy or Structure? Income Transfers, Socio-demographic Factors and Poverty in the Nordic Countries and in France. LIS-Working Papers 190. Syracuse, New York: Luxembourg Income Study. Maxwell School of Citizenship and Public Affairs, Syracuse University.

Kolenikov, S. and Shorrocks, A.F., 2005. A Decomposition Analysis of Regional Poverty in Russia. Review of Development Economics, 9(1), 25–46.

Tämä sisältää Shorrocks-tyyppisen Shapley-dekomponoinnin alueellisesti Venäjän 11 alueen mukaan.

Kuivalainen, S. and Sallila, S., 2013. Toimeentulotuen saajien köyhyys ja toimeentulotuen köyhyyttä vähentävä vaikutus 1990–2010. In: S. Kuivalainen, toim., Toimeentulotuki 2010-luvulla – Tutkimus toimeentulotuen asiakkuudesta ja myöntämiskäytännöistä. Helsinki: THL, pp. 59–80.

Lambert, P.J. and Decoster, A., 2005. The Gini Coefficient Reveals More. Discussions Paper Series (DPS) 05.08. Center for Economic Studies. University of Leuven.

Mitchell, D., 1991. Income Transfers in Ten Welfare States. Avebury: Aldershot.

Moisio, P., Lehtelä, K. and Mikkilä, S., 2014. Estimating the poverty reduction effect of tax and benefit policies in Finland 1993–2013 using a microsimulation method. ImPROVE Discussion Paper 14/06. Antwerp: Herman Deleeck Centre for Social Policy, University of Antwerp.

Rastrigina, O., Leventi, C. and Sutherland, H., 2015. Nowcasting: estimating developments in the risk of poverty and income distribution in 2013 and 2014. Research note 1/2014. Luxembourg: European Commission.

Ravallion M., Datt G., 1991. Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures. A Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980s. Washington DC: The Living Standards Measurement Study, The World Bank.

Tässä yleisesti jaetaan indeksi kasvu- ja tulonjakokomponenttiin. Täten kyse on ajassa tapahtuvasta muutoksesta. Shorrocksin (2012) alla olevassa artikkelissa tämä tutkimus on lähteenä.

Repo, T., 2015, Suomen perusturva häpeällisen alhainen (professori Anneli Anttosen haastattelu) Tampereen yliopisto

<http://www.uta.fi/ajankohtaista/yliopistouutiset/ilmoitus.html?id=103873> [03/23, 2015]

Ritakallio, V., 1994. Köyhyys Suomessa 1981–1990. Tutkimus tulonsiirtojen vaikutuksista. Tutkimuksia 39. Stakes, Helsinki.

Sallila, S., 2010. Tulonsiirtojärjestelmän köyhyyttä vähentävät ominaisuudet ja niiden hyödyntäminen köyhyyttä vähennettäessä. Nettityöpapereita 14. Helsinki: Kelan tutkimusosasto, Kansaneläkelaitos.

Sastre, M. and Trannoy, A., 2002. Shapley Inequality Decomposition by Factor Components: Some Methodological Issues. Journal of Economics, 77(1 Supplement), 51–89.

Sautory, O. and Le Guennec, J., 2003. Calmar 2 est la nouvelle version du programme Calmar de redressement d'échantillon par calage. (Artikkeli on olemassa myös englanninkielisenä [Calmar 2: A new version of the Calmar calibration adjustment program], mutta makro on tehty ranskaksi). Document interne Paris: France's Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE).

Shapley, L. S., 1953. A Value for n-Person Games. In: Alvin E. Roth, 1988. The Shapley value. Essays in honor of Lloyd S. Shapley. Cambridge University Press. Cambridge, 31–48.
<http://www.library.fu.ru/files/Roth2.pdf>.

Shorrocks A. F., 1982. Inequality decomposition by factor components. *Econometrica* 50 (1): 193–211.

Shorrocks, A.F., 2012. Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value. *The Journal of Economic Inequality*, Published online 07 January, 1–28.

Tässä Shapley-arvon muuttuvat tekijät ovat kasvu (G) ja uudelleenjako (R).

$G = \mu_2/\mu_1 - 1$, missä μ_i on tulojen keskiarvo hetkellä i ;

$R = L_2 - L_1$, missä L_i on Lorenz käyrä hetkellä i .

Jos $P(\mu_i, L_i)$ on köyhyysfunktio, niin köyhyyden muutos voidaan ilmaista seuraavasti:

$\Delta P = P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_1)$, mikä voidaan ilmaista funktiona $F(G, R)$ ja edelleen Shapley-arvoina C_G ja C_R , joiden avulla ΔP voidaan ilmaista täydellisesti (ks. lähemmin Shorrocksin tutkimus). Tosin tässä yhteydessä Shorrocks valittaa sitä, että G ja R ei ole ilmaistu tulomuuttujien avulla (alaviite 4).

Jos Shapley-arvot määriteltäisiin erilaisten tulomuuttujien ja niiden muutoksen avulla, niin asetelma tulisi melko paljon monimutkaisemmaksi ja rikkaammaksi. Tilanne tulisi vielä monipuolisemmaksi, jos Shapley-arvoja tarkasteltaisiin (myös) väestöryhmittäin. Shapley-arvojen määritelmä ei sulje näitä monipuolisia vaihtoehtoja pois, vaan itse asiassa ne ovat sen menetelmällinen rikkaus.

Sironen, J. and Saastamoinen, U., toim., 2014. Köyhyys – syitä ja seurauksia. Helsinki: Suomen köyhyyden ja syrjäytymisen vastainen verkosto EAPN-Fin.

<http://www.eapn.fi/wp-content/uploads/2014/11/Köyhyys-syitä-ja-seurauksia-verkkoversio.pdf>

Suomen Sosiaalioikeudellinen Seura, 2015. Euroopan sosiaalisten oikeuksien komitea: Minimitoimeentulon taso on Suomessa riittämätön.

http://ssos.nettisivu.org/wp-content/uploads/sites/270/2015/03/SSOS-kantelutiedote_lopullinen.doc

Sutherland, H., 2002. Indicators for Social Inclusion in the European Union: the impact of policy changes and the use of microsimulation models. *Politica Economica*, Rivista di studi e ricerche per la politica economica, 18(1), 117–120.

Tilastokeskus, 2013. Tulonjaon kokonaistilasto 2012, tuloerot. Suomen virallinen tilasto ”Tulot ja kulutus 2013”. Helsinki: Tilastokeskus.

Tilastokeskus, 2015. Tilastokeskuksen PX-Web-tietokannat. Taulukko 010. Väestö työmarkkina-aseman, sukupuolen ja iän mukaan. Helsinki: Tilastokeskus.

1.8 Liite 1. Tulopaketit

SOMA-mallin tulopaketti:

Aluksi lasketaan kotitaloustasolla tulot yhteen.

```
Proc summary data= output.&tied nway;
class knro;
var htoimtuk hasuli hastuki kelastu hleas
htyotper tmtukimk vvvmk1 vvsomk1 ttyotpr
kpalktu kyrtu komtu ktuotekt ksaatusi kbrtulo kmakstu ktu kratulo;
output out=summako sum(=);
run;
```

```
data summako(drop=hasuli hastuki kelastu hleas _type_ _freq_ ttyotpr htyotper tmtukimk vvvmk1
vvsomk1);
set summako;
astuet=sum(0,hasuli,hastuki,kelastu,hleas);
ttans=sum(ttyotpr,-htyotper,-tmtukimk);label ttans="Ansiosidonnainen työttömyysturva";
tpper=sum(0,htyotper,tmtukimk);label tpper="Perustyöttömyysturva";
kmakstun=kmakstu*(-1);
ksaatub=sum(ksaatusi,-htoimtuk,-astuet);
ksaatuc=sum(ksaatusi,-htoimtuk,-astuet,-ttans,-tpper);
ktuotekt=sum(ktuotekt, 0);
ktu=sum(ktu,0);
If ktu<1 then ktu=1;*tehdään analyysija (Theil-kerroin) varten muunnos.
If ktuotekt <1 then ktuotekt =1;
run;
```

Tässä määritelmässä on mahdollista käyttää kolmea tulopakettia sen mukaan, mitä lisätekiäjiä halutaan eritellä saatujen tulonsiirtojen kokonaismuuttujan osina. Näitä ovat perustoimeentuloturva, joka koostuu asumistuesta ja toimeentulotuesta. Toinen paketti koostuu lisäksi työttömyysturvasta, perus- ja ansiosidonnainen työttömyysturva erikseen. Kolmas tulopaketti sisältää saadut tulonsiirrot yhtenä eränä. Maksetut tulonsiirrot, eli verot, otetaan negatiivisina, koska tulopaketissa se käyttäytyy siten. Asumistulo on summatu SOMA-mallissa ktuotekt-muuttujaan, ja siksi se poistetaan sen yhteydessä.

SISU-mallissa tulopaketin muodostus on seuraava:

```
HTOIMTUK = round(max(0,TOIMTUKI_SIMUL)) ;
kpalktu = round(max(0,PALKAT)) ;
kbrtulo =round(max(SUM(0,BRUTTORAHATULO_SIMUL),0)) ;
ksaatusi =round(max(sum(0,VERONAL_TULOT_SIMUL,VEROTT_TULOT_SIMUL,0),0));
ktuotekt = round(max(sum(kbrtulo,-ksaatusi/*,ASUNTOTULO*/),0)) ;
kmakstu = round(max(sum(0,VEROT_SIMUL,SEKAL_VEROT,SEKAL_VAHENN,KIVERO-
YHT2_SIMUL),0)) ;
ktu = round(max(sum(ksaatusi,ktuotekt,-kmakstu),0)) ;
kratulo = round(max(sum(ksaatusi,ktuotekt,-kmakstu),0)) ;
astuet = round(max(sum(ASUMTUET_SIMUL,0),0)) ;
tpper = round(max(sum(YHTTMTUKI,0),0)) ;
ttans = round(max(sum(0,TTURVA_SIMUL,-tpper),0)) ;
```

```

kmakstun = kmakstu*(-1) ; label kmakstun="verot ja maksut negatiivisena";
ksaatub=round(max(sum(ksaatusi,-htoimtuk,-astuet,0),0));
label ksaatub="STS-toimeentulotuki-asumistuki";
ksaatuc=round(max(sum(ksaatusi,-htoimtuk,-astuet,-ttans,-ttper,0),0));
label ksaatuc="ksaatub-työttömyysturva(2)";
If ktu<1 then ktu=1;*tehdään analyyseja (Theil-kerroin) varten muunnos.
If ktuotekt <1 then ktuotekt =1;
run;

```

Kun näihin muuttujiin lisätään vielä tarvittavat taustamuuttujat pohja-aineistoista, niin tutkimusaineisto on valmis. Lopulta kaikki tulot jaetaan ekvivalenttikertoimella ja saadaan ekvivalentit tulopaketit.

Nyt sekä SISU- että SOMA-malli on tulopaketin suhteen mahdollisimman yhtenäinen, ja aineistot voidaan poolata yhteen poistaen samalla kaikki ylimääräiset muuttujat. Aineisto (PALV) sisältää kahdeksan simulaation tulokset, jotka esiteltiin taulukossa 1 ja jonka kokonaiskoko on 87 976 kotitaloutta. Rekisteriaineisto puolestaan sisältää neljä simuloitua aineistoa, ja sen koko on 1 564 148 asuntokuntaa. Näihin aineistoihin sisältyvät myös kontrafaktuaaliset simuloinnit. Tarkastelu kuitenkin keskittyy faktisiin simulointeihin, ja siksi tarvitaan vain puolta näistä aineistoista.

1.9 Liite 2. Painokertoimien laskenta

Tilastokeskus on laskenut perusaineistoon painokertoimet, joilla lopullisen otoksen havainnot voidaan korottaa perusjoukon, eli väestön, tasolle kaikissa analyyseissa. Samalla voidaan korjata kadosta johtuva poikkeama. Tilanne muuttuu kuitenkin, jos laskentavuosi poikkeaa aineistovuodesta: enää eivät tulot suoraan edusta laskentavuoden tulotasoa, eikä väestörakenne sen rakennetta.

Tilastokeskus käyttää painokertoimia (tässä muuttuja ykor) laskeessaan reunajakaumia, jotka ovat peräisin aineistosta riippumattomasta lähteestä, eli suoraan kyseisen vuoden rekistereistä (tai Valtiovarainministeriön ennusteista), joiden sisältämä tieto otetaan annettuna. Tehdään tutkimusaineisto, jossa painokertoimien avulla saadaan tilastollisia tunnuslukuja, jotka ovat mahdollisimman hyvin perusjoukon tunnuslukujen mukaisia.

Nämä reunajakaumat (sisältäen myös tavoiteltavan perusjoukon koon) sisältävät vuosittain vaihtuvia muuttujia, ja jos haluaa tehdä yhtenäiseltä perustalta painokertoimet tarkasteltavina vuosina (tässä vuodet 2006 ja 2012), niin reunasta täytyisi löytyä samat muuttujat. Tässä tutkimuksessa tehdään uudet painokertoimet sekä vuodelle 2006 että vuodelle 2012 tätä periaatetta noudattaen. Tässä käytetään vuoden 2006 reunaa (Tilastokeskuksen antama alkuperäinen reuna) pohjana, mutta siitä jätetään kaikki tulomuuttujat ja tulonsaajaryhmät pois, muut muuttujat säilytetään ennallaan. Jäljelle jäävät siis ikä- ja sukupuoliryhmät (MIBS01-NIBS18) ja kotitalouden koko (ASK8). Näin saadaan karkeampi reunajakauma, mutta sillä on ajallista jatkuvuutta yhdenmukaisena pohjana. Itse painokertoimet lasketaan CALMAR-makrolla (ks. Sautory 2003). Tässä käytetään ohjelmaa CALMAR ohjelman CALMAR 2 sijaan, koska jälkimmäinen ei ole yleisessä jaossa ”Institut national de la statistique et des études économiques”, eli INSEE:n sivustolla¹⁴, kuten edellinen.

Tässä käytetään näitä Tilastokeskuksen painokertoimia (YKOR), mutta myös luodaan omia (PAINO) edellä mainitulla periaatteella. Tässä esitetään tuloksia molemmilla painomuuttujilla laskettuna, ja yleisenä huomiona voidaan mainita, että erot eivät selity niillä. Kun esitetään analyyseja koskien vuotta 2006 ja 2012, on syytä käyttää samankaltaisella reunalla saatuja painokertoimia, jotka nyt ovat olemassa molemmilla.

¹⁴ http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=outils/calmar/accueil_calmar.htm

mille vuosille. Jos käyttää muuttujaa PAINO, niin silloin väestön rakenne vastaa lakivuoden väestön rakennetta. Jos käyttää muuttujaa YKOR, silloin väestörakenne on aineistovuoden mukainen, vaikka tulot ovatkin lakivuoden (2006/2012) mukaisia – tämä on hieman epäjohdonmukaista, mutta YKOR-muuttujan uudelleen kalibrointi ei onnistunut alkuperäisillä reunajakaumilla.

Opetuksena painojen laskennasta voidaan mainita se, että aineiston pitäisi olla jo valmiiksi hyvin lähellä lopullisia painoja, eli asetelmapainojen, ts. otospainojen, tulisi olla lähellä lopullisia painoja. Näin on asian laita tehtäessä vain katokorjausta. Asia mutkistuu, jos haluaa tehdä alkuperäistä perusjoukkoa kaukana olevia painokertoimia, kuten vuoden 2006 perusjoukkoa vuoden 2012 otoksella. Se onnistui tässä vain reunaa karkeistamalla – tällöin alkuperäisetkin, eli vuoden 2012 painot, on syytä laskea uudelleen tällä karkeustasolla.

Asiaa voisi selittää itse kalibrointimenetelmästä käsin. Keskeisintä, mitä siinä tapahtuu, on reunan muuttaminen X-vektoriaksi, jossa kaikki reunassa olevat solut muodostavat oman muuttujansa. Sitten raaka-aineistosta, eli datasta, lasketaan sama reuna (aluksi asetelmapainoilla) ja pyritään siihen, että näiden kahden vektorin erotus tai etäisyysfunktion arvo olisi mahdollisimman pieni. Ongelma palautuu suureksi matriisilaskennaksi, jossa ratkaisumuuttuja on painomuuttuja, joka sopii aineistoon. CALMAR mahdollistaa neljän eri etäisyysfunktion käytön, lineaarisen, eksponentiaalisen, logit- ja typistetyn lineaarisen (truncated linear) metodin. Nyt käytettiin logit-metodia. Kun päästään jollain painokertoimilla tarpeeksi lähelle, hyväksytään ne painot. Tuloksena ovat siis painokertoimet, jotka ovat mahdollisimman lähellä otospainoja. Hyvin usein tuloksena on se, että painojen muodostusprosessi ei onnistu, vaan jokin tekninen syy, kuten että matriisin kääntö ei onnistu, kaataa yrityksen. Tällöin täytyy tehdä jotain muutoksia reunassa – onneksi CALMAR ohjaa tekijää (tosin ranskaksi), ja pian tekijä onnistuu. Tuloksena ovat painokertoimet, joita käyttäen analyysin datarakenne vastaa reunajakaumaa täsmälleen, sillä menetelmä takaa sen.

1.10 Liite 3. Lakiin tehdyt muutokset

Vuoden 2006 SOMA-mallissa on kaksi parametria, joita SISU-mallissa ei ole, nimittäin toimeentulotuen normi¹⁵ kahdessa kuntaluokassa. SISU-mallissa tämän sijalla on perusnormi, johon pohjautuen erilaiset henkilökohtaiset normit lasketaan mallissa. Yhden aikuisen kotitalouden kohdalla käytetään tätä perusnormia sellaisenaan, eli kertoimena on tavallaan 1, eli 100 %. Tätä tutkimusta varten tämä 100 % tehtiin SISU-mallissa omaksi parametrikseen, jota voi vaihdella, jos haluaa kohdistaa muutoksen pelkästään yksinasuvaan ja yhden tulonsaajan kotitalouksiin, eikä muihin toimeentulotuen saajiin. Tämä uusi parametri on riippumaton perusnormin suuruudesta, kuten muidenkin henkilöiden laissa olevat prosentit. Tämän kirjoittaminen myös lakitekstiin poistaisi tämän epäsymmetrisyyden laista, ja sen jälkeen yksin asuvan toimeentulotukea voitaisiin säädellä muuttamalla tätä prosenttia. Nykylain mukaan yksin asuvan normin muutokset vaikuttavat kaikkiin normeihin. Jos näin tehtäisiin, perusnormia muuttamalla vaikutettaisiin toimeentulotuen tasoon ylipäättään, ja erityisryhmien toimeentulotuen tasoon vaikutettaisiin prosenttilukuja muuttamalla.

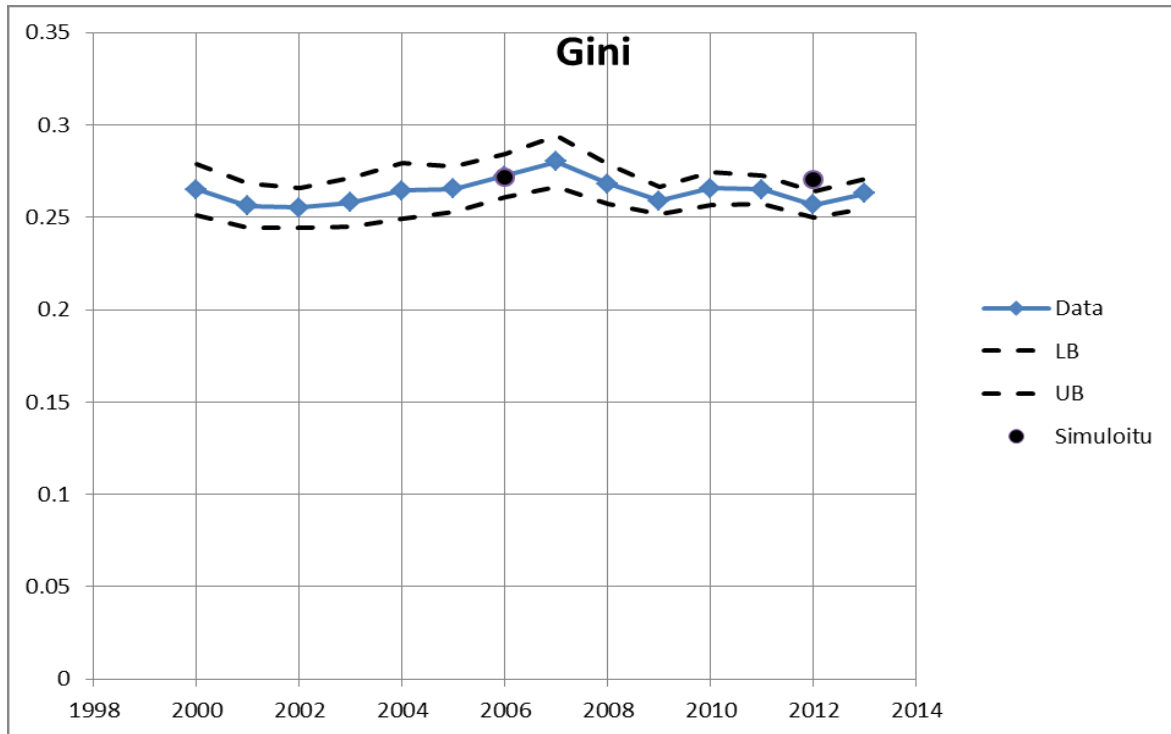
Lakimuutos, joka toimeentulotukeen tehdään tässä tutkimuksessa, tapahtuu tämän yksin asuvan ja yhden tulonsaajatalouden prosentin avulla, jota korotetaan 100 prosentista 214 prosenttiin SISU-mallissa. SOMA-mallissa yksinäisen normia nostettiin 820,35–785,07 euroon 382,7–366,24 eurosta, joista edellinen on kuntien kalleusluokituksen ryhmän yksi normi ja jälkimmäinen kuntaryhmän kaksi normi yksinäiselle. Tämäkin on hieman alle sen, mitä Euroopan sosiaalisten oikeuksien komitea ehdottaa (Suomen Sosiaalioikeudellinen Seura 2015). 1.11.

Pääomaveron prosenttia korotetaan 1.92-kertaiseksi, tämä koskee SISU-mallissa olevia molempia pääomaveron prosenttilukuja, jotka lakiin on otettu vuonna 2012.

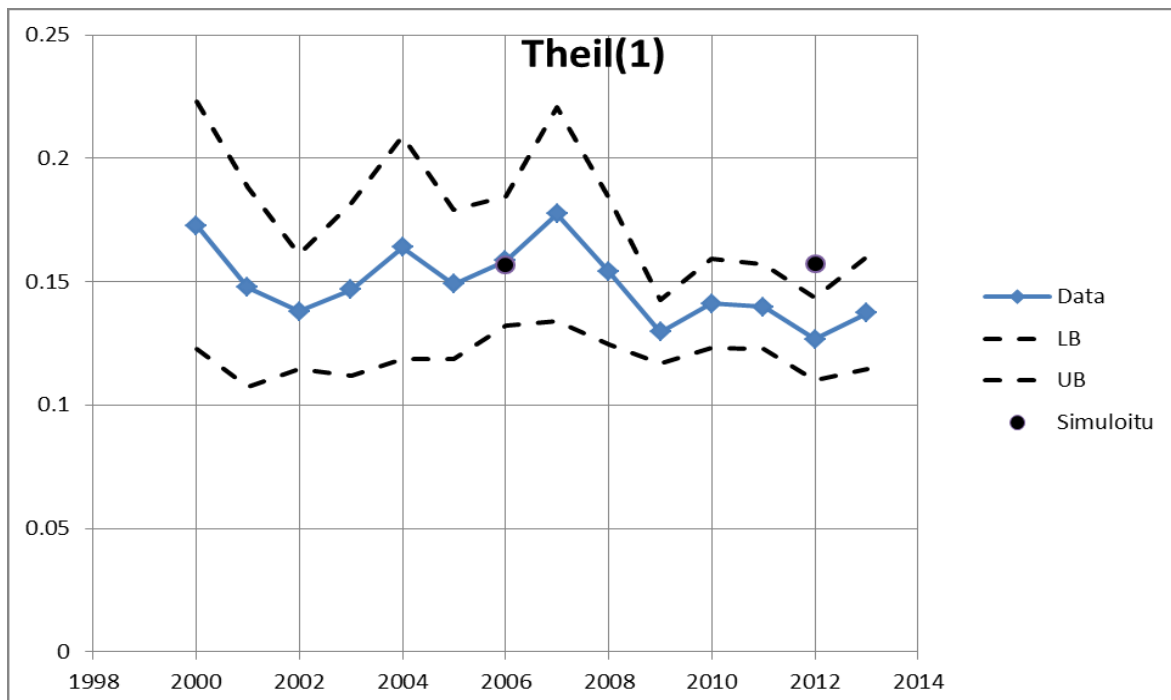
¹⁵ Toimeentulotuen nostamistarve on sinänsä vain seuraus perusturvan riittämättömyydestä, kuten Anneli Anttonen totesi (Repo 2015). Tämänkaltaisen tulonsiirtojärjestelmän optimointi on hyvä metodi paljastaa pahimmat lainsäädännön heikkoudet tästä näkökulmasta.

1.11 Liite 4. Validisuustarkastelu

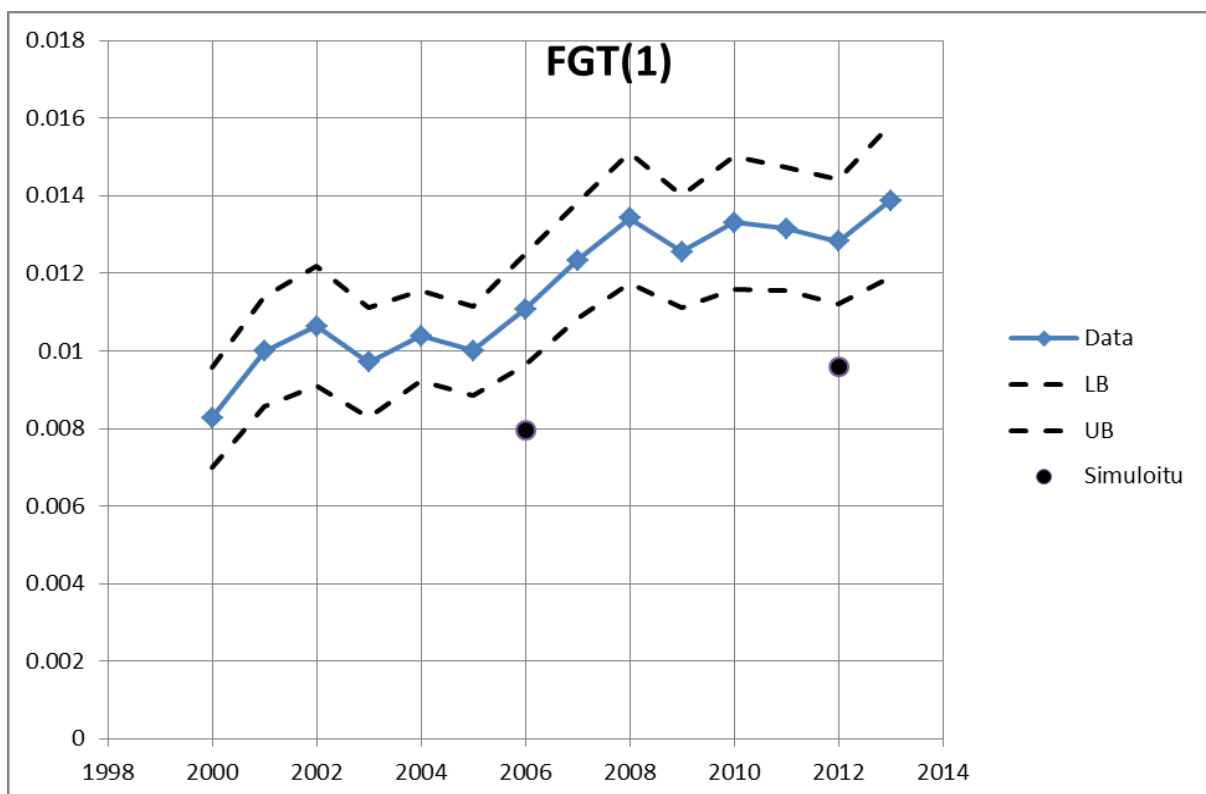
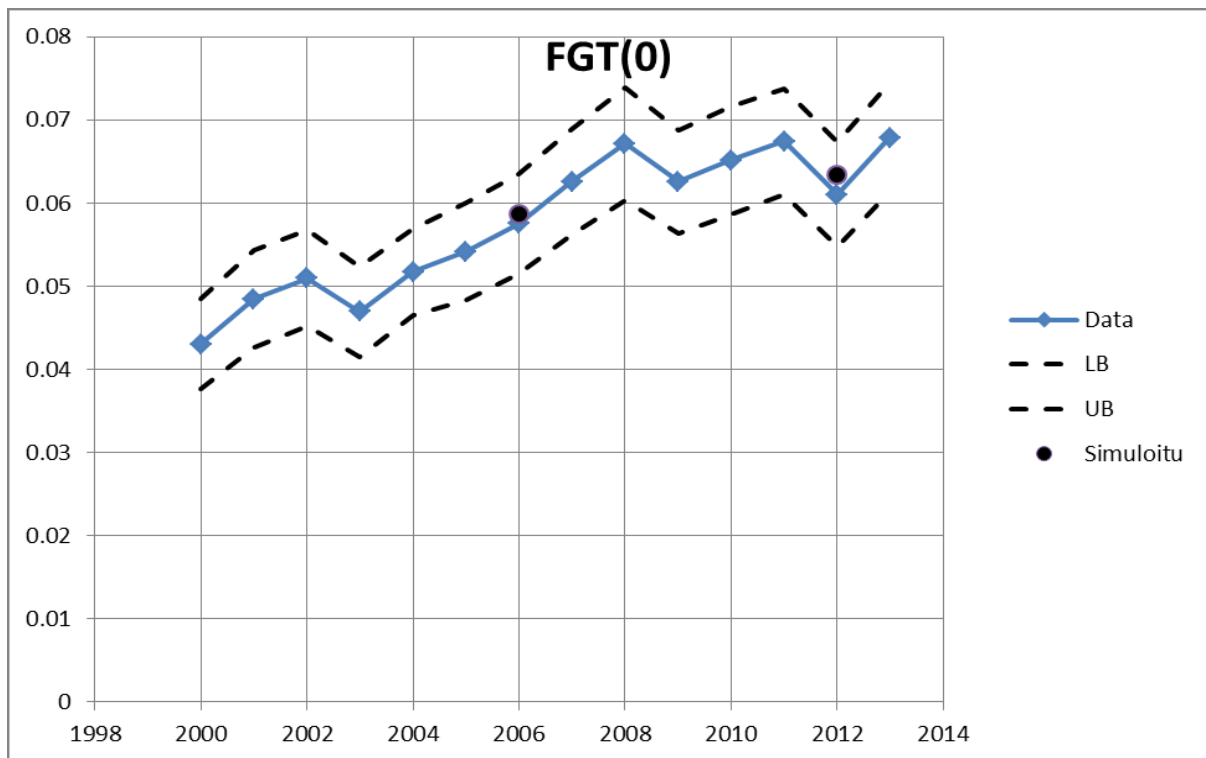
Tämän tutkimuksen aineistona ovat ensi sijassa simuloinnin kautta saadut tulostiedostot. Näin näimme simuloidun kuvan köyhyydestä ja eriarvoisuudesta vuosina 2006 ja 2012. Nyt teemme karkean analyysin empiirisen aineiston pohjalta ja vertaamme eri indeksejä simuloimalla saatuihin. Simulointimallin validiteetti voidaan määritellä karkeasti tänä suhteena.



Liitekuvio 1. Gini-indeksi. Tulonjakoaineistot 2000–2013: Data ja luottamusväli (LB, UB) sekä simuloitu tulosaaineisto.



Liitekuvio 2. Theil(1)-indeksi. Tulonjakoaaineistot 2000–2013: Data ja luottamusväli (LB, UB) sekä simuloitu tulosaaineisto.



Liitekuviot 3 ja 4. FGT(0)- ja FGT(1) -indeksit. Tulonjakoaaineistot 2000–2013 (Data ja LB, UB) sekä simuloitu tulosaaineisto.

Mallin validisuutta voi pitää hyvänä, jos simuloitu tulos asettuu aineistosta lasketun tuloksen luottamusväliin. Näin ei aivan aina tapahdu. Vuoden 2012 SISU-mallilla aikaansaadusta tuloksesta vain FGT(0)-indeksi on luottamusvälissä. Vuoden 2006 SOMA-mallilla laskettu FGT(1) tulos on epävalidi, mutta muissa indekseissä validi. Kun myös vuoden 2012 FGT(1)-indeksi asettuu luottamusvälin ulkopuolelle, niin validisuus aiheuttaa lisäongelman, joka täytyy jollain lailla selittää. Siitä seuraavassa.

Liitekuviosta 3 ja 4 voidaan nähdä lainmukaisuus: FGT-indeksin simuloitu arvo on lähempänä aineistossa esiintyvää arvoa, kun on kyse indeksistä FGT(0) verrattuna indeksiin FGT(1). Nyt kyse oli 50 %:n köyhyysrajasta, mutta toimiiko sama lainmukaisuus myös muilla köyhyysrajoilla? Liitetaulukko 1 on laskettu nämä.

Sen mukaan lainalaisuus toimii myös muilla köyhyysrajoilla. Lisäksi huomataan, että köyhyysrajan alentaminen johtaa simuloitun ja datan suhdeluvun (%) alenemiseen. Sama toimii myös köyhyysrajan kasvattamisen suhteen, mutta nyt päinvastoin. Aineistovuoden vaihto ei vaikuta näihin kahteen lainalaisuuteen paljoakaan.

Liitetaulukko 1. FGT-indeksin arvo eri köyhyysrajoilla. Aineisto ja simuloitu sekä näiden suhde-%. Tulomuuttujana ekvivalentti käytettävissä oleva tulo.

Indeksi	Köyhyysraja	Aineistovuosi	Data	Simuloitu	Sim./Data %
FGT(0)	40 %	2006	0.0207	0.0140	68 %
		2012	0.0259	0.0168	65 %
FGT(1)	40 %	2006	0.0050	0.0018	36 %
		2012	0.0059	0.0027	46 %
FGT(0)	50 %	2006	0.0575	0.0587	102 %
		2012	0.0610	0.0635	104 %
FGT(1)	50 %	2006	0.0111	0.0080	72 %
		2012	0.0128	0.0096	75 %
FGT(0)	60 %	2006	0.1254	0.1276	102 %
		2012	0.1255	0.1329	106 %
FGT(1)	60 %	2006	0.0243	0.0222	91 %
		2012	0.0257	0.0243	95 %

Kun köyhyys määritellään 40 % rajan mukaan, niin molemmat mallit (SOMA/2006, SISU/2012) simuloivat köyhille enemmän tuloja kuin aineistossa esiintyy. Köyhyysindeksin FGT(1) suhteen tämä esiintyy voimakkaampana kuin FGT(0):n suhteen.

Mallin validisuuden kannalta tällä on merkitystä, tai ainakin se täytyy huomioida köyhyyspoliittisia tuloksia esitettäessä. Malli siis laskee liikaa tukea kaikkein köyhimmille. Köyhimmät eivät tukea hae, tai sitten heille sitä ei myönnetä. Kyse on ilmeisesti juuri toimeentulotuesta, jota voidaan saada vain osan vuotta. Malli ei tätä vuoden jakamista osiin tee, vaan laskee tuen vuositulojen perusteella. Malli joutuu käyttämään vuosituloja, koska se on ajanjakso, jolta verotus oman tuloeränsä laskee, ja samoin on monien muiden tulolajien suhteen. Malli siis pyrkii tulonsiirtojen suhteen eräänlaiseen keskiarvoon vuoden ajalta, ja siksi tilapäiset tulonsiirrot tulevat tietoisesti lasketuiksi väärän toimintalogiikan perusteella.

Sen sijaan työttömyyskorvausta työtön saa mallin laskemana työttömyyspäiviensä mukaan, siis osavuotisesti. Samoin on opintotuen suhteen, jossa opintotukikuukausi on kriteerinä tuen myöntämiselle. Samoin on muiden sosiaaliturvaetuuksien suhteen, ja poikkeuksen tekevät toimeentulotuki ja osin asumistuki. Näissäkin sosiaaliturva lasketaan riippumatta ajankohdasta, josta tuki todellisuudessa maksetaan, ja eri turvien yhteisvaikutus ajan suhteen jää määrittelemättä. Esimerkiksi, jos henkilö on saanut eläkettä osan vuotta ja

loppuosan vuotta työtuloja, malli ei erota näistä ajanjaksoja toisistaan. Toimeentulotuen laskemisen suhteen tästä tilanteesta syntyy vääristymä.

Malli siis poistaa sinällään köyhyyttä: sitä enemmän, mitä köyhemmistä on kyse. Jos mallin antamaa tulosta käytetään köyhyyttä vähentäviä toimia tehtäessä, köyhyys saattaa todellisuudessa jäädä hieman korkeammaksi kuin mitä malli ennustaa.

1.12 Liitekuviot

